

**UNIVERZITET U BEOGRADU
EKONOMSKI FAKULTET**

Marija R. Jovović

**MERENJE RIZIKA
PRI UTVRĐIVANJU SOLVENTNOSTI
NEŽIVOTNIH OSIGURAVAČA**

Doktorska disertacija

Beograd, 2015. godine

**UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF ECONOMICS**

Marija R. Jovović

**RISK MEASUREMENT IN
DETERMINATION OF SOLVENCY OF
NON-LIFE INSURERS**

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2015

Mentor:

dr Jelena Kočović,

Redovni profesor,

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Članovi komisije:

dr Ljiljana Petrović,

Redovni profesor,

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

dr Tatjana Rakonjac-Antić,

Redovni profesor,

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

dr Predrag Stančić,

Redovni profesor,

Univerzitet u Kragujevcu, Ekonomski fakultet

Datum odbrane: _____

MERENJE RIZIKA PRI UTVRĐIVANJU SOLVENTNOSTI NEŽIVOTNIH OSIGURAVAČA

REZIME

Osiguranje pruža zaštitu od rizika koji ugrožavaju imovinu i lica kroz isplatu naknade štete, odnosno osigurane sume, nakon nastupanja osiguranog slučaja, u zamenu za unapred utvrđenu i naplaćenu premiju osiguranja. Iz primarne funkcije osiguranja, koja se ogleda u obezbeđenju ekonomske i socijalne sigurnosti osiguranika, proizilazi značaj solventnosti, kao dugoročne platežne sposobnosti osiguravajućih kompanija. U uslovima vremenske nepodudarnosti uplata i isplata iz osiguravajućeg fonda, na osnovu podataka iz prošlosti, primenom matematičko-statističkih i aktuarskih metoda, osiguravači procenjuju iznos premija i tehničkih rezervi koje su potrebne za pokriće očekivane vrednosti šteta. Neutralisanje odstupanja stvarnih od očekivanih realizacija rizika iziskuje dodatni iznos sredstava u vidu margine solventnosti, kao garantna ispunjenja obaveza osiguravača.

Logična paradigma evaluacije solventnosti podrazumeva identifikaciju relevantnih rizika i njihovo merenje, radi definisanja iznosa kapitala koji osiguravajuća kompanija mora posedovati kako bi, u svakom trenutku, bila sposobna da izmiri dospеле obaveze prema osiguranicima. Imajući u vidu višestruku ulogu osiguranja za razvoj nacionalne ekonomije i potrebu da se zaštite interesi osiguranika, na nivou države se uspostavljaju odgovarajući standardi utvrđivanja solventnosti i mehanizmi kontrole njihove ispunjenosti. Poređenjem izračunatog zahtevanog i stvarno raspoloživog kapitala osiguravača, dolazi se do konačne ocene njegove solventnosti. Usled nepredvidivosti frekvencije i intenziteta šteta u neživotnom osiguranju, aktuarski rizici predstavljaju najznačajniju pretnju za finansijsko zdravlje kompanija koje se bave datom vrstom osiguranja. Predmet disertacije je analiza uticaja aktuarskih modela merenja rizika dovoljnosti premija osiguranja i rezervi za štete na pouzdanost utvrđivanja margine solventnosti neživotnih osiguravača.

Povećani broj rizika u aktuelnim uslovima globalizacije, internacionalizacije, finansijske deregulacije i integracije, kao i zaoštavanje makroekonomskog ambijenta, uslovljava promenu pristupa odmeravanju finansijske snage osiguravača. U nizu zemalja širom sveta, započet je proces napuštanja retrospektivnih statičkih i usvajanja prospektivnih dinamičkih modela za utvrđivanje margine solventnosti osiguravajućih kompanija. Najrelevantniji primer predstavlja koncept Solventnost II, kao predstojeći regulatorni okvir za evaluaciju solventnosti osiguravača u zemljama članicama Evropske unije, adekvatno stvarnim rizicima koji ugrožavaju njihovo poslovanje. Stoga je opravdano očekivati izmene režima solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji, u pravcu preciznijeg uvažavanja rizika pri određivanju zahtevanog kapitala za

njihovo pokriće. Cilj disertacije je formulisanje konkretnog predloga inoviranog pristupa merenju aktuarskih rizika, kao osnovne determinante margine solventnosti neživotnih osiguravača, uvažavajući ograničenja postojeće metodologije, savremene tendencije, ali i specifičnosti domaćeg tržišta osiguranja.

Rezultati istraživanja pokazuju da dinamički modeli merenja rizika osiguranja, u odnosu na statičke, rezultuju višim nivoom zahtevanog kapitala osiguravača. Ukoliko vrednosti premija i rezervi za štete, kao najvažnijih kategorija kojima se aproksimira izloženost rizicima neživotnih osiguranja, nisu adekvatne, kapitalni zahtev koji je zasnovan na njima će, takođe, biti neadekvatan. Stoga, precizna ocena aktuarskih rizika predstavlja ključni preduslov određivanja iznosa kapitala koji je potreban za njihovo pokriće. Uzrokujući neopravdano smanjenje ili povećanje zahtevanog (ali i raspoloživog) kapitala, neadekvatna ocena aktuarskih rizika „zamagljuje“ stvarnu sliku solventnosti i profitabilnosti osiguravajuće kompanije. Nove metode rezervisanja nastoje da modeliraju rizik rezervi za štete u toku jedne poslovne godine, u skladu sa dinamikom evaluacije solventnosti osiguravača. Međutim, jednogodišnji vremenski horizont nije dovoljan okvir za sagledavanje stvarnog varijabiliteta šteta u linijama poslovanja sa dugim repom. Dugoročnim linijama poslovanja u neživotnom osiguranju su primerenije klasične metode rezervisanja, koje su usmerene ka kvantifikaciji varijabiliteta šteta tokom celokupnog perioda do konačnog izmirenja odnosnih obaveza osiguravača. Način na koji se posmatra i meri međusobna zavisnost rizika je od kritičnog značaja za određivanje adekvatnog solventnosnog kapitalnog zahteva. Ignorisanje efekata diverzifikacije, odnosno koncentracije, rizika dovodi do precenjenosti, odnosno potcenjenosti zahtevanog iznosa kapitala, čime se narušavaju interesi osiguravača i osiguranih istovremeno. Konačno, formiranje odgovarajuće statistike osiguranja se javlja kao neizostavan preduslov pouzdanog merenja rizika i ocene solventnosti osiguravača.

Ključne reči: neživotno osiguranje, margina solventnosti, rizici osiguranja, rizik premije osiguranja, rizik rezervi za štete, diverzifikacija rizika, Solventnost II, dinamički model merenja rizika osiguranja.

Naučna oblast: Ekonomske nauke

Uža naučna oblast: Osiguranje

JEL klasifikacija: G22, G28, G32, G33

UDK broj: 368.1:51-77(043.3) 368.025.6:51-77(043.3) 368.025.13(043.3)

RISK MEASUREMENT IN DETERMINATION OF SOLVENCY OF NON-LIFE INSURERS

ABSTRACT

Insurance provides protection against risks that threaten lives and property through the payment of compensation or the sum insured after the occurrence of the insured event, in exchange for a previously determined and collected insurance premium. The importance of solvency as long-term debt-paying ability of insurance companies stems from the primary function of insurance, which is reflected in ensuring economic and social security of policyholders. In terms of temporal mismatch between receipts and payments from the insurance fund, based on data from the past, applying mathematical, statistical and actuarial methods, insurers estimate the amount of premiums and technical reserves needed to cover the expected value of claims. Neutralizing deviations of actual from expected risk realizations requires an additional amount of funds in the form of solvency margin, as a guarantee of fulfilment of insurer's obligations.

The logical paradigm of solvency evaluation involves identification of relevant risks and their measurement, in order to define the amount of capital that an insurance company must possess to be capable to settle its liabilities to policyholders at any time. Bearing in mind the multiple role of insurance in the development of national economy and the need to protect policyholders' interests, appropriate standards of solvency determination and control mechanisms of their implementation are established at the state level. Comparison between the calculated required and actual available capital of an insurer leads to the final evaluation of its solvency. Due to unpredictability of claim frequency and severity in non-life insurance, actuarial risks represent the most significant threat to the financial health of companies engaged in a given type of insurance. The subject of the dissertation is the analysis of influence of actuarial models for measurement of risks of insurance premiums and claim reserves sufficiency on the reliability of determination of non-life insurers' solvency margin.

Increased number of risks under current conditions of globalization, internationalization, financial deregulation and integration, as well as the macroeconomic environment tightening, causes a change in the approach to the appraisal of the financial strength of insurers. The process of abandoning retrospective static and adoption of prospective dynamic models for determination of solvency margin of insurance companies has been initiated in a number of countries around the world. The most relevant example is the Solvency II concept, as the forthcoming regulatory framework for evaluating the solvency of insurers in member states of the European Union, in adequacy to actual risks that endanger their business. It is therefore reasonable to expect modifications in the solvency regime of insurance companies in Serbia, towards more accurate

appreciation of risks in determining the required capital to cover them. The aim of the dissertation is to formulate a concrete proposal of the innovate approach to measuring actuarial risk as the basic determinants of solvency margin of non-life insurers, taking into account the existing methodology limitations, contemporary trends, as well as the specifics of the domestic insurance market.

Results of the research show that dynamic models for measuring insurance risks, compared to static, result in higher levels of required capital of insurers. If the values of premiums and claim reserves, as the most important categories that approximate exposure to non-life insurance risks, are not adequate, capital requirement, which is based on them, will also be inadequate. Hence an accurate assessment of actuarial risks is a key precondition for determining the amount of capital required for their coverage. By causing the undue increase or decrease of required (and available) capital, inappropriate estimation of actuarial risks "blurs" the real picture of the solvency and profitability of an insurance company. New reserving methods seek to model reserve risk during a business year, in accordance with the dynamics of solvency evaluation of insurers. However, the one-year time horizon is not a sufficient framework for understanding the real variability of claims in the long tail lines of business. Classical reserving methods, which are aimed at quantifying the variability of claims over the period until the final settlement of the related liabilities of insurer are more appropriate to the long-term lines of business in non-life insurance. The way in which mutual dependence of risks is observed and measured is critical for setting adequate solvency capital requirement. Ignoring the effects of diversification and concentration of risk causes overestimation or underestimation of the required amount of capital, which violates the interests of insurers and policyholders at the same time. Finally, the establishment of appropriate insurance statistics appears as an essential prerequisite for reliable risk measurement and assessment of insurers' solvency.

Key words: non-life insurance, solvency margin, insurance risks, premium risk, reserve risk, diversification of risk, Solvency II, dynamic model for insurance risk measurement.

Scientific field: Economic Sciences

Narrow scientific field: Insurance

JEL classification: G22, G28, G32, G33

UDC number: 368.1:51-77(043.3) 368.025.6:51-77(043.3) 368.025.13(043.3)

SADRŽAJ

UVOD.....	1
1. RIZICI U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU.....	7
1.1. POJAM I ZNAČAJ NEŽIVOTNOG OSIGURANJA	7
1.1.1. Principi funkcionisanja neživotnog osiguranja	11
1.2. POJAM I VRSTE RIZIKA U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU	14
1.2.1. Klasifikacija rizika u neživotnom osiguranju	16
1.2.1.1. Rizici osiguranja	19
1.2.1.2. Finansijski rizici	21
1.2.1.3. Operativni rizik	26
1.2.1.4. Strategijski rizici	28
1.2.2. Relativni značaj pojedinih vrsta rizika u neživotnom osiguranju.....	32
1.3. VREDNOVANJE RIZIKA.....	35
1.3.1. Parametri vrednovanja rizika	37
1.3.2. Osnovne mere rizika	38
1.3.2.1. Mere statističke disperzije	41
1.3.2.2. Vrednost pod rizikom.....	44
1.3.2.3. Uslovna vrednost pod rizikom	48
1.3.3. Merenje međusobne zavisnosti rizika	53
1.4. OSNOVNE METODE UPRAVLJANJA RIZICIMA.....	61
1.4.1. Metode kontrole rizika	65
1.4.2. Metode finansiranja rizika	66
1.4.3. Metode interne redukcije rizika.....	71
1.4.4. Izbor metode upravljanja rizicima	73
2. KONCEPT MERENJA SOLVENTNOSTI OSIGURAVAJUĆIH KOMPANIJA.....	76
2.1. POJAM I ZNAČAJ MARGINE SOLVENTNOSTI	76
2.1.1. Nadzor nad solventnošću osiguravajućih kompanija.....	80
2.2. KLASIČNA TEORIJA RIZIKA	85
2.2.1. Cramér - Lundbergov model.....	88
2.2.1.1. Primena Cramér - Lundbergovog modela na podacima iz osiguranja.....	95
2.2.1.2. Ograničenja Cramér - Lundbergovog modela.....	101
2.3. KLASIFIKACIJA MODELA ZA UTVRĐIVANJE MARGINE SOLVENTNOSTI.....	104
2.3.1. Statički modeli za utvrđivanje margine solventnosti.....	105
2.3.1.1. Model fiksnog koeficijenta.....	107
2.3.1.1.1. Prednosti i nedostaci modela fiksnog koeficijenta.....	111
2.3.1.2. Model adekvatnosti kapitala.....	114
2.3.1.2.1. Prednosti i nedostaci modela adekvatnosti kapitala.....	124
2.3.2. Dinamički modeli za utvrđivanje margine solventnosti	127
2.3.2.1. Teorijski (probabilistički) pristupi riziku i propasti	129
2.3.2.1.1. Prednosti i nedostaci teorijskih pristupa riziku i propasti	134
2.3.2.2. Modeli zasnovani na scenariju razvoja događaja.....	136
2.3.2.2.1. Prednosti i nedostaci modela zasnovanih na scenariju razvoja događaja.....	142
2.3.3. Komparativna analiza modela za utvrđivanje margine solventnosti.....	144

3. AKTUARSKI RIZICI DOVOLJNOSTI PREMIJE I REZERVI ZA ŠTETE U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU.....	149
3.1. DEFINISANJE AKTUARSKOG RIZIKA DOVOLJNOSTI PREMIJE OSIGURANJA.....	149
3.1.1. Struktura bruto premije u neživotnom osiguranju.....	151
3.1.2. Racio šteta i racio troškova kao instrumenti merenja rizika premije osiguranja	155
3.1.2.1. <i>Campagne-ov model za neživotna osiguranja</i>	156
3.1.2.1.1. Ograničenja Campagne-ovog modela za neživotna osiguranja	160
3.1.3. Raspodele šteta kao instrument merenja rizika premije osiguranja.....	162
3.1.3.1. <i>Raspodele broja šteta</i>	164
3.1.3.2. <i>Raspodele iznosa šteta</i>	166
3.1.4. Problemi utvrđivanja prenosne premije	171
3.1.4.1. <i>Test adekvatnosti prenosne premije</i>	176
3.2. DEFINISANJE AKTUARSKOG RIZIKA ADEKVATNOSTI REZERVI ZA ŠTETE U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU	179
3.2.1. Elementi tehničkih rezervi u neživotnom osiguranju	182
3.2.2. Trouglovi razvoja kao instrument merenja rizika rezervi za štete	185
3.2.3. Pouzdanost metoda za utvrđivanje rezervi za nastale neprijavljene štete	190
3.2.3.1. <i>Metoda lančanih lestvica (Chain Ladder Method)</i>	192
3.2.3.1.1. Prednosti i nedostaci metode lančanih lestvica	195
3.2.3.2. <i>Metoda očekivanog racija šteta</i>	198
3.2.3.3. <i>Bornbuetter - Ferguson metoda rezervisanja</i>	200
3.2.3.4. <i>Mack-ova metoda rezervisanja</i>	202
3.2.3.5. <i>Modeliranje uticaja inflacije</i>	211
3.2.3.6. <i>Problem diskontovanja u kontekstu rezervisanja za štete</i>	216
3.2.3.7. <i>Modeliranje repnog faktora</i>	219
3.2.4. Test adekvatnosti rezervi za štete	226
3.2.5. Rizik adekvatnosti rezervi za štete u jednogodišnjem vremenskom periodu	229
4. DINAMIČKI AKTUARSKI MODELI MERENJA RIZIKA OSIGURANJA	237
4.1. AKTUARSKI MODELI MERENJA RIZIKA U KONCEPTU SOLVENTNOST II	237
4.1.1. Teorijske i metodološke osnove koncepta Solventnost II	238
4.1.2. Vrednovanje tehničkih rezervi u konceptu Solventnost II.....	241
4.1.2.1. <i>Određivanje diskontne stope pri vrednovanju rezervi za štete</i>	247
4.1.3. Zahtevi za kapitalom u konceptu Solventnost II.....	251
4.1.3.1. <i>Merenje rizika dovoljnosti premije i rezervi za štete</i>	256
4.1.3.2. <i>Merenje rizika izvršenja opcija iz ugovora o osiguranju</i>	263
4.1.3.3. <i>Merenje katastrofalnih rizika</i>	265
4.1.3.4. <i>Merenje međusobne zavisnosti rizika neživotnih osiguranja</i>	268
4.1.3.5. <i>Kritička analiza standardnog pristupa merenju rizika neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II</i>	270
4.1.4. Raspoloživi kapital osiguravača u konceptu Solventnost II	272
4.1.5. Očekivane posledice primene koncepta Solventnost II	274
4.2. RAZVOJ PARCIJALNOG DINAMIČKOG MODELA MERENJA RIZIKA OSIGURANJA..	279
4.2.1. Pregled literature	281
4.2.2. Definisane konceptualnog okvira	284
4.2.3. Modeliranje rizika dovoljnosti premije osiguranja	287
4.2.4. Modeliranje rizika dovoljnosti rezervi za štete.....	292

4.2.5. Modeliranje ukupnog rizika neživotnih osiguranja	298
5. MOGUĆNOSTI PRIMENE DINAMIČKOG MODELA MERENJA RIZIKA OSIGURANJA PRI UTVRĐIVANJU MARGINE SOLVENTNOSTI U SRBIJI	304
5.1. ANALIZA RIZIKA NEŽIVOTNIH OSIGURANJA SA ASPEKTA SOLVENTNOSTI NA TRŽIŠTU OSIGURANJA SRBIJE.....	304
5.1.1. Primena modela fiksnog koeficijenta na domaćem tržištu osiguranja	307
5.1.1.1. Nedostaci modela fiksnog koeficijenta na domaćem tržištu osiguranja	312
5.2. METODOLOGIJA ISTRAŽIVANJA	318
5.2.1. Opis studije slučaja.....	319
5.2.2. Simulacija primene koncepta Solventnost II za merenje rizika osiguranja na primeru konkretne osiguravajuće kompanije.....	323
5.2.2.1. <i>Merenje rizika rezervi u jednogodišnjem i konačnom horizontu vremena</i>	334
5.2.3. Primena dinamičkog modela merenja rizika osiguranja na primeru iste osiguravajuće kompanije...337	
5.2.3.1. <i>Obračun zabtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika premije osiguranja</i>	338
5.2.3.2. <i>Obračun zabtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika rezervi za štete</i>	348
5.2.3.3. <i>Obračun zabtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja</i>	353
5.3. DISKUSIJA REZULTATA ISTRAŽIVANJA	356
5.3.1. Komparativna analiza rezultata primene statičkog i dinamičkog pristupa merenju rizika osiguranja	359
5.3.2. Prednosti i nedostaci dinamičkog internog modela merenja rizika osiguranja	361
5.3.3. Budući pravci naučnog istraživanja.....	365
ZAKLJUČAK.....	368
LITERATURA	379
SPISAK GRAFIKONA I TABELA.....	396
BIOGRAFIJA AUTORA.....	401

UVOD

Sposobnost blagovremenog izmirenja preuzetih obaveza predstavlja neophodan preduslov neometanog odvijanja komercijalnih transakcija i opstanka subjekata koji učestvuju u njima. Stoga je očuvanje solventnosti, kao dugoročne platežne sposobnosti poslovnih subjekata, u interesu celokupne ekonomske i društvene zajednice. Etimološko poreklo pojma solventnosti se vezuje za latinsku reč *solvere*, što znači platiti, izmiriti. Kroz istoriju razvoja ljudskog društva, slučajevi nesolventnosti su bili na različite načine sankcionisani, počev od ropstva, telesnog kažnjavanja i zatvora dužnika u klasičnom antičkom svetu, preko odredbi običajnog prava u uslovima prosperiteta trgovine u italijanskim lučkim gradovima u doba renesanse, do njihovog inkorporiranja u formalne pravne sisteme u ekonomski razvijenim evropskim zemljama od druge polovine XVIII veka. Funkcionisanje moderne tržišne ekonomije je nezamislivo bez adekvatne zakonske regulative kojom se štiti solventnost poslovnih subjekata u različitim delatnostima, kao i odgovarajućih kontrolnih mehanizama koji obezbeđuju njeno poštovanje. Tokom vremena se menjao i opšte prihvaćeni pristup objašnjavanju uzroka nesolventnosti, od moralnih ka ekonomskim razlozima i prepoznavanju širokog i rastućeg spektra pretećih rizika u savremenim uslovima poslovanja.

Predmet doktorske disertacije je sveobuhvatna analiza aktuarskih pristupa merenju rizika pri utvrđivanju zahtevane margine solventnosti kompanija za neživotno osiguranje. Kao najvažniji kvantitativni pokazatelj dugoročne platežne sposobnosti osiguravajućih kompanija, zahtevana margina solventnosti predstavlja iznos kapitala koji kompanija mora posedovati kako bi, u svakom trenutku, bila sposobna da izmiri dospele obaveze prema osiguranicima. Za razliku od većine poslovnih subjekata, koji nastoje da izbegnu i transferišu izloženost i posledice različitih internih i eksternih rizika, suština delatnosti osiguravajućih kompanija upravo se ogleda u preuzimanju u sopstveno pokriće rizika kojima su izloženi osiguranici, u zamenu za premiju, kao cenu usluge osiguranja. Stoga je, u cilju obezbeđenja kontinuirane sposobnosti blagovremenog izmirenja obaveza osiguravača prema osiguranicima, odnosno korisnicima osiguranja, neophodno sagledati sve rizike koji ugrožavaju poslovanje i na adekvatan način upravljati njima. Pored tipičnih finansijskih rizika, kojima su izložene i ostale vrste finansijskih institucija (tržišni rizik, kreditni rizik, rizik likvidnosti, rizik upravljanja aktivom i pasivom, itd.), osiguravajuće kompanije se suočavaju sa vrstama rizika koje su specifične za delatnost osiguranja, kao što su rizik

dovoljnosti premija i rezervi za štete, rizik reosiguranja, rizik katastrofalnih šteta, itd. Konačno, kao i svi poslovni subjekti, nezavisno od njihove konkretne delatnosti, osiguravači su podložni uticaju šireg spektra operativnih i strategijskih rizika.

Značajno izmenjen poslovni ambijent u poslednjih nekoliko godina povećao je brojnost i kompleksnost rizika sa kojima se suočavaju osiguravajuće kompanije. Potreba za evolucijom i harmonizacijom metodoloških osnova utvrđivanja solventnosti osiguravača dodatno je naglašena intenziviranim procesima globalizacije, internacionalizacije, finansijske deregulacije i integracije, kao i liberalizacije i centralizacije kapitala na tržištima osiguranja. Nastupanjem globalne ekonomske krize 2008. godine, pitanje redefinisavanja tretmana rizika pri evaluaciji solventnosti osiguravača dobija utoliko više na značaju. Temelj savremenih pristupa utvrđivanju njihove solventnosti postaje identifikacija relevantnih rizika i njihovo merenje, kako bi bio definisan potreban nivo kapitala za apsorpciju potencijalnih gubitaka. Poređenjem izračunatog zahtevanog i stvarno raspoloživog kapitala osiguravača, dolazi se do konačne ocene njegove solventnosti. Početni korak opisanog procesa je istovremeno i ključni za ostvarenje tačnog i pouzdanog rezultata.

U trenutku zaključenja ugovora o neživotnom osiguranju, koji su obično jednogodišnji, neizvesno je da li će osigurani slučaj uopšte nastati, u kom trenutku i sa kolikim štetnim posledicama. Apsolutna neizvesnost koja je prisutna u ovoj vrsti osiguranja uslovljava prevashodni značaj identifikacije i merenja aktuarskih rizika (ili rizika osiguranja), kao i selekcije i primene odgovarajuće metode upravljanja njima. Stoga je konkretizacija predmetnog istraživanja usmerena ka analizi uticaja aktuarskih modela merenja rizika dovoljnosti premija osiguranja i rezervi za štete na pouzdanost utvrđivanja margine solventnosti neživotnih osiguravača. Korišćeni pristup uvažava aktuelnu tendenciju objedinjenog, umesto izolovanog posmatranja rizika, u cilju što preciznijeg obuhvata efekata diverzifikacije i međusobne zavisnosti rizika.

Počev od 2005. godine, margina solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji određuje se prema modelu fiksnog koeficijenta, koji je uveden u zemlje Evropske unije tokom sedamdesetih godina XX veka i, uz manje modifikacije, zadržan do danas. Zbog brojnih nedostataka ovog modela, evropske zemlje su pristupile procesu dizajniranja sofisticiranog, na rizicima zasnovanog, modela za utvrđivanje solventnosti osiguravača, u okviru tzv. koncepta Solventnost II. Osnovna karakteristika novog metodološkog okvira je eksplicitno uvažavanje pojedinačnih rizika sa kojima se suočavaju osiguravajuće kompanije, kao i interakcije tih rizika, pri utvrđivanju zahtevanog kapitala osiguravača. Paralelno je u

nizu drugih zemalja širom sveta takođe započet proces razvoja na rizicima zasnovanih pristupa izračunavanja margine solventnosti.

U uslovima primene predstojećeg režima solventnosti, pored jedinstvenog standardnog pristupa, osiguravači u EU će moći da koriste interno razvijeni model u cilju determinisanja potrebnog nivoa kapitala za pokriće svih, ili pojedinih kategorija rizika. Pošto su u većoj meri zasnovani na podacima koji se odnose na konkretnog osiguravača, potpuni ili parcijalni interni modeli mogu pružiti precizniju i pouzdaniju sliku rizične pozicije osiguravajuće kompanije. Analiza metodološkog okvira koncepta Solventnost II u domenu modeliranja rizika neživotnog osiguranja, uključujući primenu unapred predviđenih obrazaca i parametara na primeru konkretne kompanije, treba da doprinese otkrivanju i razumevanju pretpostavki na kojima on počiva. Time se pomaže identifikacija mogućih ograničenja standardnog pristupa, u cilju formulisanja odgovarajućih predloga za njihovo otklanjanje ili ublažavanje. Imajući u vidu aktuelna kretanja na globalnom nivou, opravdano je očekivati izmene postojeće metodologije merenja solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji, u pravcu preciznijeg uvažavanja rizika pri određivanju zahtevanog kapitala za njihovo pokriće. Stoga je cilj disertacije formulisanje konkretnog predloga inoviranog pristupa merenju aktuarskih rizika, kao osnovne determinante margine solventnosti neživotnih osiguravača u Srbiji, uvažavajući ograničenja postojećeg metodološkog pristupa, savremene tendencije u datoj oblasti, ali i specifičnosti domaćeg tržišta osiguranja. Okosnicu istraživanja čine sledeće naučne hipoteze, koje će u radu biti teorijski argumentovane i empirijski verifikovane ili opovrgnute:

- *Aktuarski rizici, u poređenju sa finansijskim rizicima, imaju dominantan uticaj na marginu solventnosti kompanija za neživotno osiguranje.*
- *Neadekvatna ocena aktuarskih rizika dovodi do neopravdanog smanjenja ili povećanja kapitala i, na taj način, utiče na pouzdanost margine solventnosti osiguravajuće kompanije.*
- *Uvažavanje diverzifikacije rizika je ključni element pouzdanog merenja rizika osiguranja pri utvrđivanju margine solventnosti osiguravača.*
- *Primena dinamičkog modela merenja rizika osiguranja, u odnosu na statički, rezultuje višim nivoom zahtevanog kapitala, čime se obezbeđuje veća pouzdanost utvrđivanja margine solventnosti.*
- *U vrstama neživotnog osiguranja sa „dugim repom“ rizik rezervi za štete pri utvrđivanju solventnosti osiguravača treba posmatrati u vremenskom periodu koji je duži od jedne poslovne godine.*

Struktura rada objedinjuje pet logički povezanih celina. Polazište prvog dela rada su pojam i osnovni principi funkcionisanja neživotnog osiguranja, u cilju razumevanja

njegovih specifičnosti, koje upravo uslovljavaju podložnost osiguravača pojedinim vrstama rizika. U nastavku se ispituju elementi procesa upravljanja rizikom u osiguranju. Najpre se identifikuju i definišu ključne kategorije rizika sa kojima se suočavaju osiguravajuće kompanije. Analiza uzroka zabeleženih slučajeva propasti osiguravača u različitim delovima sveta i rezultata empirijskih istraživanja determinanti kapitala zasnovanog na rizicima omogućuje prepoznavanje rizika koji imaju relativno najveći značaj sa aspekta solventnosti kompanija za neživotno osiguranje. Ocena rizika, kao naredna faza procesa upravljanja rizikom, se obrazlaže kako sa aspekta korišćenih mera rizika u osiguranju, tako i sa aspekta načina merenja međusobne zavisnosti rizika. Prednosti i nedostaci mera statističke disperzije, vrednosti pod rizikom i uslovne vrednosti pod rizikom se analiziraju u svetlu teorijskog koncepta koherentnosti, ali i njihove praktične upotrebljivosti u svrhe evaluacije solventnosti osiguravača. Posebna pažnja je posvećena tretmanu efekata diverzifikacije rizika i nivoima njihovog ispoljavanja pri utvrđivanju zahtevanog iznosa kapitala. Predmet analize u nastavku poglavlja su konkretne metode upravljanja rizicima u osiguranju, kao i kriterijumi koji se koriste pri njihovom izboru.

Drugi deo rada je posvećen aktuarskim osnovama utvrđivanja margine solventnosti osiguravajućih kompanija. Nakon razmatranja pojma i značaja margine solventnosti, detaljno se analiziraju tradicionalni statički modeli (model fiksnog koeficijenta i model adekvatnosti kapitala), kao i savremeni dinamički modeli (modeli zasnovani na scenariju razvoja događaja i teorijski pristupi riziku i štetama) koji se koriste za merenje solventnosti osiguravača. Imajući u vidu predmet disertacije, u fokusu komparativne analize u nastavku poglavlja su različitosti tretmana rizika u obrazloženim modelima, u pogledu obuhvata rizičnih kategorija, korišćenih mera rizika, uvažavanja efekata diverzifikacije rizika i načina agregiranja zahtevanih iznosa kapitala po osnovu različitih rizičnih kategorija. Dosadašnji razvoj modela svedoči o stalnom nastojanju da se u kalkulaciju minimalnog zahtevanog kapitala uključi što veći broj rizika. Kreatori modela susreću se sa izazovima obezbeđenja objedinjenog pristupa rizicima, uvažavanja specifičnosti rizičnog profila svakog pojedinog osiguravača i kreiranja podsticaja za razvoj i primenu internih tehnika upravljanja rizicima. Pored toga, neophodno je uspostaviti ravnotežu između zahteva za što većom preciznošću merenja rizika sa jedne, i zahteva za što većom jednostavnošću i upotrebnom vrednošću modela, sa druge strane. Uporedna analiza različitih režima solventnosti može poslužiti kao osnov generisanja preporuka za prevazilaženje pomenutih teškoća.

Predmet analize u trećem delu rada su aktuarski modeli merenja rizika dovoljnosti premije i adekvatnosti rezervi za štete u oblasti neživotnih osiguranja. U kontekstu obrazloženja pojma rizika dovoljnosti premije osiguranja, najpre se prikazuje struktura bruto premije u neživotnom osiguranju, a zatim objašnjava uloga racija šteta i racija troškova, kao i odgovarajućih raspodela broja i iznosa šteta pri merenju tog rizika. Naročita pažnja je posvećena problemima utvrđivanja prenosne premije u neživotnom osiguranju i testiranju njene adekvatnosti putem obračuna rezervi za neistekle rizike. U domenu definisanja rizika adekvatnosti rezervi za štete, razmatra se struktura tehničkih rezervi u neživotnom osiguranju. Detaljno se analiziraju polazne pretpostavke, metodološke osnove, prednosti i ograničenja osnovnih determinističkih i stohastičkih metoda za utvrđivanje rezervi za nastale neprijavljene štete, uključujući *chain ladder* metodu, metodu racija šteta, *Bornhuetter-Ferguson*-ovu i *Mack*-ovu metodu rezervisanja. Nakon problematike modeliranja efekata inflacije i „repa“ šteta, predmet analize u radu je test adekvatnosti rezervi za štete. Konačno, rizik rezervi se posebno tretira sa aspekta jednogodišnjeg vremenskog horizonta, uvažavajući zahteve savremenih pristupa određivanju solventnosti osiguravajućih kompanija.

Četvrti deo rada se odnosi na konkretne dinamičke aktuarske modele merenja rizika neživotnih osiguranja i upravljanja njima. Prethodna, uopštena razmatranja datih rizika se smeštaju u okvir koncepta Solventnost II, radi otkrivanja njegovih potencijalnih slabosti i prostora za dalja unapređenja, a sve u cilju kreiranja konkretnog dinamičkog modela sa perspektivom korišćenja za utvrđivanje solventnosti osiguravača na tržištu osiguranja Srbije. Nakon obrazloženja ključnih teorijskih i metodoloških odrednica koncepta Solventnost II, detaljno se analizira standardni pristup modeliranju pojedinačnih rizicika neživotnih osiguranja, ali i njihovog sveukupnog uticaja na finansijsku snagu osiguravača. Zatim se, polazeći od dosadašnjih doprinosa savremenih autora u oblasti aktuarstva, formuliše konkretan predlog dinamičkog internog modela merenja rizika dovoljnosti premija i rezervi za štete i njihovih međuzavisnosti pri određivanju zahtevane margine solventnosti.

U petom delu rada se, najpre, analizira postojeća situacija u domenu izloženosti rizicima osiguranja i evaluacije solventnosti osiguravajućih kompanija na tržištu osiguranja Srbije, koja bi omogućila prepoznavanje njegovih specifičnosti, kao i nivoa pripremljenosti za primenu dinamičkog modela određivanja solventnosti. Pristup *Campagne*-a, na kome počiva dosadašnja metodologija merenja solventnosti, je simuliran na aktuelnim podacima

domaćeg tržišta osiguranja. Osnovna ideja je da se identifikuje postojanje gepa između originalno korišćenih vrednosti parametara i njihovih ocenjenih vrednosti koje odgovaraju stvarnoj situaciji na tržištu. Nakon opisa metodologije empirijskog istraživanja, u nastavku rada se simuliraju i upoređuju rezultati primene postojećeg modela fiksnog koeficijenta, standardnog modela predviđenog Solventnošću II i predloženog dinamičkog internog modela merenja rizika neživotnih osiguranja na primeru izabrane osiguravajuće kompanije. Takođe se sprovodi analiza uticaja različitih pretpostavki u pogledu međusobnog odnosa rizika i poslovnih linija, kao i različitih primenjenih metoda rezervisanja, na ukupan zahtevani kapital za pokriće rizika osiguranja. Identifikacija prednosti i nedostataka razvijenog parcijalnog modela će poslužiti kao polazište za preporuku budućih pravaca istraživanja u datoj oblasti.

1. RIZICI U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU

1.1. POJAM I ZNAČAJ NEŽIVOTNOG OSIGURANJA

Osiguranje predstavlja udruživanje lica koja su izložena istim opasnostima, odnosno rizicima, na principima uzajamnosti i solidarnosti, sa ciljem zajedničkog podnošenja štete koju će pretrpeti samo neki od članova zajednice rizika. Osiguravači, kao specijalizovane organizacije koje obavljaju delatnost osiguranja imovine i lica, u suštini vrše preraspodelu rizika između ugroženih pojedinaca, nosilaca rizika koji su osigurani, tj. osiguranika. Svakako da sva lica ili objekti koji sačinjavaju jednu zajednicu rizika neće biti pogođeni rizikom u toku jedne godine. Međutim, nemoguće je unapred odrediti koja lica ili objekte će štetni događaj zaista zadesiti. Obeštećenje pogođenih osiguranika vrši se na račun fondova formiranih uplatom premija od strane svih članova zajednice rizika. Samim tim, zajednica rizika (osiguravajuća kompanija) se javlja kao posrednik u procesu transfera rizika između ugroženih i zaista pogođenih osiguranika, tj. kao vrsta punomoćnika udruženja osiguranika.¹

Različiti kriterijumi u odnosu na koje se vrši podela osiguranja uslovljavaju njegovu veoma razučenu klasifikaciju u savremenim uslovima. Ipak, sa teorijskog i praktičnog aspekta posmatrano, najvažnijom i najsveobuhvatnijom se može smatrati podela prema predmetu osiguranja, koja razlikuje životna i neživotna osiguranja. Životnim, ili osiguranjem lica, označavaju se osiguranje života, rentno, dopunsko osiguranje uz osiguranje života i dobrovoljno penzijsko osiguranje. Ostale vrste osiguranja svrstavaju se u kategoriju neživotnih, ili osiguranja imovine² (engl. *non-life, general, property and casualty (P&C), property and liability (P&L) insurance*). Neživotnim osiguranjem obuhvaćena je šira grupacija vidova osiguranja kojima se nadoknađuje šteta nastala na imovini pojedinaca ili organizacija usled realizacije opasnosti poput požara, krađe, vremenskih nepogoda, nezgode, i slično, ili se oni oslobađaju od građanske odgovornosti za nadoknadu štete nastale na imovini i/ili ličnosti trećih lica. Primarni cilj neživotnog osiguranja je isplata naknade (odštete), kojom se štite materijalni interesi osiguranika, ili trećih oštećenih lica, u

¹ Kočović, J., Šulejić, P., Rakonjac Antić, T. (2010). *Osiguranje*. Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 65.

² Munch i Smallwood (1980) pod imovinskim osiguranjem podrazumevaju sve vrste osiguranja izuzev, ne samo životnog, već i zdravstvenog i osiguranja od nezgode. Prihvatanjem takvog stanovišta, kategorija imovinskih osiguranja mogla bi se smatrati užom u odnosu na neživotna osiguranja. Međutim, Dickson (2005) zastupa pristup kojim se čak i iz kategorije neživotnih osiguranja apstrahuju zdravstveno i osiguranje od nezgode, tretirajući kategorije imovinskih i neživotnih osiguranja kao ekvivalentne, a termine koji ih označavaju kao sinonime.

slučaju realizacije ugovorom predviđenog štetnog događaja (osiguranog slučaja), a u zamenu za unapred utvrđenu i od osiguranika naplaćenu novčanu sumu - premiju osiguranja.

U zavisnosti od korišćenog kriterijuma razvrstavanja, moguće je izdvojiti više podela unutar neživotnih osiguranja. Prema predmetu, neživotno osiguranje može biti: osiguranje stvari, osiguranje od odgovornosti i zdravstveno osiguranje. Osiguranjem stvari (ili osiguranjem imovine u užem smislu) obezbeđuje se finansijska zaštita osiguranika od gubitka ili oštećenja imovine, uključujući izgublenu dobit i nastale troškove. Osiguranjem od odgovornosti osiguranik se oslobađa od građanske odgovornosti za štetu koju bi, bez sopstvene namere, mogao naneti trećim licima, dok zdravstveno osiguranje pruža nadoknadu troškova lečenja i drugih finansijskih gubitaka prouzrokovanih narušavanjem zdravlja.³ Na osnovu istog kriterijuma, *Sundt* (1999) vrši sličnu podelu neživotnih osiguranja na lična (osiguranje od nezgode i dobrovoljno zdravstveno osiguranje), imovinska (npr. osiguranje imovine od požara i drugih opasnosti, kasko osiguranje motornih vozila) i osiguranja interesa (npr. osiguranje od odgovornosti, osiguranje izgubljene dobiti, osiguranje troškova pravne zaštite). Prema ugovornom licu, neživotno osiguranje može biti lične, personalne prirode, kada je namenjeno fizičkim licima (npr. osiguranje motornih vozila, osiguranje domaćinstva), ili komercijalne prirode, kada je namenjeno pravnim licima (npr. transportno osiguranje, osiguranje naknada zaposlenima).

Direfenciranje skupine neživotnih osiguranja može biti sprovedeno na detaljnijem nivou. Na primer, prema uzroku štetnog događaja (ili prirodi rizika) razlikuju se: osiguranje od požara, poplave, oluje, grada, zemljotresa, brodoloma, krađe, bolesti i nezgode. Prema tipu osiguranog objekta, u domenu imovinskih osiguranja javljaju se: osiguranje automobila, šinskih vozila, vazdušnih i plovnih objekata, osiguranje robe na putu, osiguranje stambenih i komercijalnih objekata, osiguranje poljoprivrednih kultura itd.⁴ Posebna klasifikacija osiguranja se propisuje u svrhe finansijskog izveštavanja i nadzora nad solventnošću osiguravajućih kompanija. Zakon o osiguranju Republike Srbije, u skladu sa odgovarajućom

³ U svrhe ocenjivanja solventnosti, uobičajeno je da se samo ugovori zdravstvenog osiguranja sa trajanjem do jedne godine svrstavaju u neživotna osiguranja, dok se ostali ugovori smatraju životnim osiguranjima. Alternativno, celokupna skupina zdravstvenih osiguranja može biti posmatrana kao zasebna u odnosu na životna i neživotna osiguranja.

⁴ Sundt, B. (1999). *An Introduction to Non-Life Insurance Mathematics*, 4th Ed., Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, str. 8.

regulativom na nivou zemalja Evropske unije (EU),⁵ predviđa sledeće vrste neživotnih osiguranja:⁶ osiguranje od posledica nezgode, dobrovoljno zdravstveno osiguranje, osiguranje motornih vozila, šinskih vozila, vazduhoplova i plovnih objekata, osiguranje robe u prevozu, osiguranje imovine od požara i drugih opasnosti, ostala osiguranja imovine, osiguranje od odgovornosti zbog upotrebe motornih vozila, vazduhoplova i plovnih objekata, osiguranje od opšte odgovornosti, osiguranje kredita, jemstva, finansijskih gubitaka, troškova pravne zaštite i osiguranje pomoći na putu.⁷ Sa aspekta poslovnih subjekata u ulozi osiguranika, relevantna je tzv. bilansna klasifikacija neživotnih osiguranja, unutar koje se razlikuju osiguranje aktive i osiguranje pasive. Osiguranjem aktive štite se imovinska prava osiguranika, kroz nadoknadu oštećenih ili uništenih materijalnih vrednosti, uključujući stvari i potraživanja (kao što je slučaj, na primer, sa osiguranjem imovine od požara i drugih opasnosti). Osiguranjem pasive, sa druge strane, nadoknađuju se štete (troškovi) koji proizilaze iz obaveza osiguranika. U datu kategoriju svrstavaju se različite vrste osiguranja od odgovornosti, osiguranje jemstva i kredita. Pored navedenih kategorija, u savremenim uslovima se, unutar bilansne klasifikacije neživotnih osiguranja, izdvajaju i osiguranja izgubljene dobiti (na primer, usled prekida poslovanja kao posledice realizacije osiguranog slučaja).⁸

Od posebnog značaja sa aspekta merenja rizika osiguranja je podela prema vremenskoj dinamici rešavanja šteta, shodno kojoj se razlikuju neživotna osiguranja sa „kratkim“ i sa „dugim repom“ (engl. *short/long tail insurance*). U prvom slučaju, reč je o vrstama osiguranja kod kojih je period razvoja šteta, od njihovog nastanka do konačnog rešenog iznosa, relativno kratak (obično do dve godine). Osiguranje imovine od požara i drugih opasnosti predstavlja tipičan primer osiguranja sa kratkim repom. Sa druge strane, ukoliko je potrebno da protekne višegodišnji vremenski period da bi se u potpunosti ispoljili i nadoknadili efekti nastalog štetnog događaja (na primer, u vidu narušenosti zdravlja usled izlaganja azbestu), reč je o osiguranju sa dugim repom, kao što su različite vrste osiguranja od odgovornosti.

⁵ EEC (1973). „First Council directive of 24 July 1973 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to the taking-up and pursuit of the business of direct insurance other than life insurance“, *Official Journal of the European Communities*, 73/239/EEC, aneks A.

⁶ Zakon o osiguranju, *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 10. i Zakon o osiguranju, *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 9.

⁷ Pored navedene, regulativom osnivanja i poslovanja neživotnih osiguravača u EU definisana je i šira klasifikacija neživotnih osiguranja u sledeće linije poslovanja: zdravstveno i osiguranje od nezgode, osiguranje motornih vozila, pomorsko i transportno osiguranje, avio-osiguranje, osiguranje imovine od požara i drugih opasnosti, osiguranje od odgovornosti, osiguranje kredita i jemstva i ostale vrste osiguranja.

⁸ Федорова, Т.А. (2009). *Страхование*. 3-е изд., Москва: Магистр, стр. 171.

Značaj neživotnog osiguranja se ispoljava kako sa aspekta pojedinca (kroz zaštitu osiguranika i trećih lica), tako i sa aspekta nacionalne ekonomije (kroz podsticaj ekonomskog razvoja). Obnovom oštećenih i uništenih imovinskih vrednosti štite se materijalni interesi individua i njihovih porodica, obezbeđuje kontinuitet poslovanja privrednih subjekata i neometano odvijanje procesa društvene reprodukcije. Blagovremenom isplatom naknade iz osiguranja kada nastupi osigurani slučaj, ostvaruje se posredna zaštita imovine, kao svrha postojanja neživotnog osiguranja. Sa aspekta osiguranika, osiguranje omogućuje zamenu neizvesnog novčanog toka na ime naknade štete izvesnim novčanim tokom na ime premije osiguranja.⁹ Posebno je važna uloga neživotnog osiguranja u otklanjanju i ublažavanju štetnih posledica katastrofalnih događaja, koje višestruko prevazilaze raspoloživa sredstva osiguranika. Pored posrednog očuvanja imovine, neživotno osiguranje neposredno smanjuje neizvesnost i povećava finansijsku stabilnost, kroz stimulisanje i direktno finansiranje preventivnih i represivnih mera kojima se sprečava nastanak i ograničava delovanje ekonomski štetnih događaja. Kroz potpunu ekonomsku i zdravstvenu zaštitu čoveka i njegove porodice, neživotno osiguranje doprinosi kvalitetnijem životu stanovništva, ali i umanjenju pritisaka na socijalna davanja države, ostvarujući društveno - socijalnu funkciju.

Naredna odlika neživotnog osiguranja je funkcija pospešivanja razmene roba i usluga, naročito u međunarodnim trgovinskim tokovima, gde se adekvatno osiguranje robe, prevoznih sredstava i drugih interesa javlja kao neophodna pretpostavka njihovog neometanog odvijanja. Takođe, neživotno osiguranje podržava preduzetničke aktivnosti, povećavajući kreditnu sposobnost poslovnih subjekata. Faktor sigurnosti, kao važna pretpostavka ovladavanja i uvođenja novih proizvoda i tehnologija, podstiče proces inovacija i doprinosi naučno - tehničkom progresu.¹⁰ Konačno, iako u manjoj meri u poređenju sa kompanijama koje obavljaju poslove životnih osiguranja, neživotni osiguravači takođe ispunjavaju važnu finansijsko - akumulatorsku funkciju, kroz plasman sredstava nastalih akumuliranjem sitnih premijskih uplata na finansijsko, prvenstveno tržište novca, a zatim i na tržište kapitala. Zahvaljujući finansijskoj intermedijaciji neživotnih osiguravača, država, kao i subjekti realnog i finansijskog sektora, zadovoljavaju svoje trenutne potrebe za likvidnim sredstvima. Istovremeno, na bazi svoje ekspertize i prikupljanja velikog broja informacija, osiguravači mogu da donose racionalnije investicione

⁹ Мак, Т. (1997). *Математика рисковог страхования*. Prevela sa nemačkog jezika Курносова, Е. (2005). Москва: Олимп – Бизнес, str. 15.

¹⁰ Чернова, Г.В. (2010). *Страхование: экономика, организация, управление*. Том 1, Москва: Экономика, str. 31.

odluke u poređenju sa individualnim investitorima, čije su materijalne i vremenske mogućnosti u datom pogledu objektivno ograničene, čime osiguranje doprinosi efikasnijoj alokaciji kapitala i dodatno postiže ekonomski razvoj.

1.1.1. Principi funkcionisanja neživotnog osiguranja

Izgradnja bilo kog pristupa merenju solventnosti, koji bi bio zasnovan na rizicima, bi trebalo da uvaži specifičnosti vrste osiguranja na koju se taj pristup odnosi. Pored opštih principa funkcionisanja osiguranja, neživotno osiguranje je zasnovano i na posebnim principima, koji odražavaju njegove karakteristike:

- *Princip materijalnog interesa*, koji podrazumeva da osiguranik (korisnik osiguranja) mora imati imovinski interes da se osigurani slučaj ne dogodi, ali i da šteta bude nadoknađena ukoliko dođe do nastupanja osiguranog slučaja. Značaj materijalnog interesa za ostvarenje prava iz osiguranja proklamovan je odgovarajućom zakonskom regulativom.¹¹ Interes može biti posmatran kroz odnos osiguranika i osiguranog slučaja, odnosno štete (kao manifestacije narušavanja tog interesa), ili iskazan kroz vrednost koju predmet osiguranja ima za osiguranika.¹²

- *Princip najvišeg integriteta*, koji odražava безусловnu obavezu tačnog, potpunog i pravovremenog međusobnog informisanja osiguranika i osiguravača o svim činjenicama koje su značajne za osiguranje.¹³ Takav zahtev se prvenstveno postavlja pred osiguranika, kako prilikom zaključenja ugovora o osiguranju, tako i pri nastupanju osiguranog slučaja.

- *Princip obeštećenja*, prema kome osiguranik (korisnik osiguranja) ne može iz osiguranja dobiti više nego što iznosi šteta koju je stvarno pretrpeo. Za razliku od principa materijalnog interesa kao subjektivnog, princip obeštećenja predstavlja objektivni izraz prirode neživotnog osiguranja.¹⁴ Njime se sprečava neosnovano bogaćenje osiguranika, i time namerno prouzrokovanje osiguranog slučaja, kao i poistovećivanje osiguranja sa igrama na sreću. Svrha neživotnog osiguranja je da osiguranik, nakon nastupanja štetnog događaja, bude vraćen u isti finansijski položaj u kome se nalazio pre nastupanja tog događaja. Stoga se šteta nadoknađuje u faktički dokazanom iznosu, i u granicama

¹¹ Zakon o obligacionim odnosima, *Službeni list SFRJ*, br. 29/78, 39/85, 45/89 – odluka USJ i 57/89, *Službeni list SRJ*, br. 31/93 i *Službeni list SCG*, br. 1/2003 – Ustavna povelja, čl. 924.

¹² Šulejić, P. (2005). *Pravo osiguranja*. Beograd: Dosije, str. 304.

¹³ Федорова, *op. cit.*, str. 480.

¹⁴ Šulejić, *op. cit.*, str. 299.

ugovorene sume osiguranja.¹⁵ Međutim, ukoliko osigurani slučaj ne nastupi u toku trajanja ugovora o neživotnom osiguranju, osiguravač nema obavezu isplate osigurane sume osiguraniku po isteku tog ugovora.

- *Princip isključenja nadosiguranja*, koji direktno proizilazi iz principa obeštećenja, podrazumeva da neživotno osiguranje ne može biti ugovoreno na iznos koji je veći od realne vrednosti osigurane stvari u trenutku zaključenja ugovora. Nesavesno nadosiguranje dovodi do poništenja zaključenog ugovora, dok u slučaju savesnog nadosiguranja dolazi do smanjenja osigurane sume do nivoa vrednosti osigurane stvari, i srazmernog smanjenja premije osiguranja.¹⁶

- *Princip isključenja dvostrukog osiguranja*, koji je takođe uslovljen načelom obeštećenja, onemogućuje osiguranje iste stvari, od istog rizika, za isti interes i u istom vremenskom periodu kod dva ili više osiguravača, ali tako da zbir suma osiguranja prevazilazi vrednost osigurane stvari. Analogno nadosiguranju, u slučaju nesavesnog dvostrukog osiguranja, svi zaključeni ugovori se proglašavaju ništavim. U suprotnom, ako je osiguranik prilikom njihovog zaključenja bio savestan, suma osiguranja se smanjuje proporcionalno po svakom od ugovora do zbirnog iznosa koji je jednak vrednosti osigurane stvari, uz istovremeno smanjenje odgovarajućih premija osiguranja.

- *Princip neposrednog uzroka*, prema kome osiguravač ima obavezu nadoknade samo onih šteta koje su, kao neposredna posledica realizacije osiguranih rizika, predviđene zaključenim ugovorom o osiguranju. Indirektne posledice nastupanja štetnog događaja se nadoknađuju samo pod uslovom da su eksplicitno obuhvaćene ugovorenim osiguravajućim pokrićem.

- *Princip subrogacije* predviđa pravo regresa osiguravača od lica koje je odgovorno za nastanak štete, nakon isplate njene naknade osiguraniku (ili korisniku osiguranja). Istovremeno, ovaj princip sprečava dvostruko obeštećenje osiguranika, tj. kumuliranje naknade iz osiguranja i naknade od lica odgovornog za nastanak štete, čime se takođe obezbeđuje ispunjenost principa obeštećenja.¹⁷

¹⁵ Izuzetno, šteta može biti nadoknađena u visini izgubljene dobiti (u osiguranju useva i plodova), odnosno nove vrednosti (ukoliko je tako ugovoreno).

¹⁶ Zakon o obligacionim odnosima, *Službeni list SFRJ*, br. 29/78, 39/85, 45/89 – odluka USJ i 57/89, *Službeni list SRJ*, br. 31/93 i *Službeni list SCG*, br. 1/2003 – Ustavna povelja, čl. 932.

¹⁷ Uprkos njihovoj univerzalnosti, u pojedinim vrstama neživotnih osiguranja postoje izuzeci od primene navedenih principa funkcionisanja. Na primer, u delu u kome se obezbeđuje isplata osigurane sume (po osnovu smrti ili invalidnosti, kao posledica nastanka nesrećnog slučaja), osiguranje od posledica nezgode ispoljava karakteristike životnih osiguranja, što isključuje primenu većine principa neživotnih osiguranja.

Osim navedenih fundamentalnih principa funkcionisanja, neživotno osiguranje se odlikuje i drugim posebnim svojstvima, koja proizilaze iz njegove jedinstvene prirode. Za kompanije koje se bave datom vrstom osiguranja, karakteristična je heterogenost rizika koje one preuzimaju u sopstveno pokriće. Različite linije poslovanja ispoljavaju različite rizične karakteristike, što bi svakako trebalo uzeti u obzir pri ocenjivanju solventnosti kompanije koja pretežno obavlja poslove neživotnog osiguranja. Na primer, u poređenju sa personalnim, komercijalne linije poslovanja se, po pravilu, odlikuju manjom frekvencijom, ali većim intenzitetom šteta, i kao takve se smatraju relativno rizičnijim.¹⁸ Istovremeno, nivo korelisanosti pojedinih rizika, odnosno linija poslovanja, može biti značajan.¹⁹

Dok kompanije za osiguranje života funkcionišu po principima finansijske intermedijacije, neživotni osiguravači bi se pre mogli označiti čistim preuzimačima rizika. Ugovori neživotnih osiguranja pružaju zaštitu od različitih vrsta rizika, ali nemaju karakter štednje, tj. ne obezbeđuju ostvarenje investicionog prinosa za osiguranika. Otuda se neživotna osiguranja alternativno označavaju „rizičnim“ osiguranjima.²⁰ Karakteristike izvora sredstava i obaveza osiguravača, u smislu njihove predvidivosti i ročnosti, bitno su različite između ove dve skupine osiguranja. Visina premije, kao najznačajnijeg izvora finansiranja, poznata je prilikom zaključenja ugovora kako u životnom, tako i u neživotnom osiguranju. Međutim, mogućnost predviđanja budućih obaveza osiguravača u pogledu njihove visine i trenutka isplate, kao osnova na kojima se premije baziraju, znatno je manja u neživotnom osiguranju. Jednostavno, osigurana suma koja se isplaćuje u osiguranju života je unapred determinisana i fiksna. Visina naknade koja će biti isplaćena osiguraniku u neživotnom osiguranju nije poznata unapred i zavisi od nastale štete, osigurane sume i vrednosti osigurane stvari.²¹ Njen konačan iznos po svakom pojedinačnom ugovoru o osiguranju takođe može biti uslovljen brojem realizacija osiguranog slučaja u toku trajanja ugovora. Dok je u oblasti osiguranja života nepredvidivost broja osiguranih slučajeva u portfelju primarni izvor rizika za osiguravača, u neživotnom osiguranju prisutna je volatilnost ne samo u pogledu broja, već i intenziteta štetnih događaja.

Slično, u slučaju osiguranja od odgovornosti sa neodređenim predmetom, nije moguća primena principa isključenja nadosiguranja i dvostrukog osiguranja.

¹⁸ EU Commission, KPMG (2002). *Study into the methodologies to assess the overall financial position of an insurance undertaking from the perspective of prudential supervision*. Contract No. ETD/2000/BS-3001/C/45. Brussels: European Commission, str. 26.

¹⁹ IAA (2004). *A Global Framework for Insurer Solvency Assessment*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 43.

²⁰ Чернова, *op. cit.*, str. 320.

²¹ O metodama utvrđivanja naknade štete šire videti u: Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 251-253.

Dalje, dok se ugovori u životnom osiguranju odnose na višegodišnje vremenske periode, većina ugovora neživotnih osiguranja zaključuje se na jednogodišnjoj osnovi, uz plaćanje jednokratne premije osiguranja (mize) i uz mogućnost obnove ugovora po isteku osiguravajućeg pokrivača. U trenutku zaključenja ugovora, neizvesno je da li će osigurani slučaj uopšte nastati, u kom trenutku i sa kolikim štetnim posledicama. Iz apsolutne neizvesnosti koja je prisutna u ovoj vrsti osiguranja proizilaze dominantan značaj, kao i naglašena kompleksnost, identifikacije i merenja aktuarskih rizika, kao i selekcije i primene odgovarajuće metode upravljanja njima. U uslovima naglašene volatilnosti broja i/ili iznosa šteta u odnosu na njihove očekivane vrednosti, javlja se problem nedovoljnosti premije osiguranja za njihovo pokrivače. Istovremeno, rešavanje nastalih šteta do njihovog konačnog izmirenja se može ispoljiti u znatno širem vremenskom rasponu u odnosu na vreme trajanja samog ugovora (npr. u slučaju pokretanja sudskog spora kako bi se ustanovila visina štete ili odgovornost za njenu naknadu), iz čega proizilazi posebna važnost adekvatnosti rezervisanja za štete u neživotnom osiguranju.

Kratkoročna priroda ugovora uslovljava potencijalno veću fluktuaciju osiguranika u neživotnom, u poređenju sa osiguranjem života, ali uz mogućnost relativno bržeg prilagođavanja premijskih stopa izmenjenim uslovima poslovanja. Po isteku jednogodišnjeg ugovora o osiguranju, osiguranici se jednostavno mogu opredeliti za drugog osiguravača, čiju ponudu smatraju prikladnijom.²² Kako bi zadržali postojeće i privukli nove osiguranike, neživotni osiguravači su prinuđeni da prate ponašanje konkurenata na tržištu. Time se, u kontekstu evaluacije solventnosti, utoliko više uslozjava problem određivanja premije osiguranja koja će biti dovoljno visoka za pokrivače isplata šteta i formiranje adekvatnih rezervi, ali istovremeno i dovoljno niska za zaštitu tržišnog položaja kompanije.

1.2. POJAM I VRSTE RIZIKA U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU

Različiti aspekti posmatranja iziskuju različite načine definisanja rizika, njihove kategorizacije i uspostavljanja prioriteta među njima. Po svom etimološkom smislu, termin rizik označava opasnost, mogućnost nastanka negativnih posledica u vidu gubitka, štete, ali u izvesnim situacijama i pozitivnih posledica, tj. koristi. U opštem slučaju, rizik se definiše kao mogućnost nastupanja neizvesnog događaja. Ipak, koncepti rizika i neizvesnosti se međusobno razlikuju. Neizvesnost postoji u situaciji nedostatka i nepouzdanosti

²² Kaas, R., Goovaerts, M., Dhaene, J., Denuit, M. (2008). *Modern Actuarial Risk Theory Using R*, 2nd Ed., Springer, str. 258.

informacija na kojima se zasniva donošenje odluka. Sa druge strane, rizik postoji u uslovima dovoljne informisanosti, koja dopušta da se utvrdi verovatnoća realizacije budućeg događaja. Neizvesnost i izvesnost su subjektivne kategorije (bazirane na ljudskom mentalnom stanju) i njihov stepen ne može biti neposredno izmeren, za razliku od rizika, koji predstavlja objektivnu kategoriju i podleže merenju. Stoga, rizik može biti definisan kao kvantifikovana neizvesnost u pogledu realizacije nekog događaja u budućnosti.

Rizik i neizvesnost predstavljaju nezaobilazne karakteristike ljudskog življenja, pa samim tim i poslovanja različitih oblika organizacija. Uprkos porastu nivoa znanja o okruženju i razvoju sofisticiranih metoda predviđanja budućih događaja, i danas se svakodnevno pojavljuju nepredviđene situacije, koje rezultuju većim ili manjim štetnim posledicama za pojedinca ili poslovnog subjekta. Svojim delovanjem, rizici takođe opterećuju egzistenciju i normalno funkcionisanje celokupnih društvenih zajednica, što ih čini svojevrsnim instrumentima biološke i socijalne evolucije čovečanstva. Moguće je razlikovati objektivno i subjektivno značenje pojma rizika. Subjektivna percepcija rizika se odražava kroz ocenu značaja rizika od strane pojedinca, u zavisnosti od stepena razvijenosti svesti o riziku, kao elementa nacionalne kulture i mentaliteta.²³ Objektivno poimanje rizika podrazumeva mogućnost njegove statističke ocene na osnovu dovoljno obimne baze podataka iz prošlosti. Statistički posmatrano, rizik je determinisan verovatnoćom nastupanja rizičnog događaja i očekivanom veličinom njegovih posledica.

U relevantnoj literaturi iz oblasti osiguranja, prisutan je veći broj pokušaja da se formuliše univerzalna definicija rizika, koja bi bila u skladu sa prirodom osiguravajuće delatnosti. Prema *Williams et al.* (1995), rizik predstavlja potencijalnu varijaciju ishoda. Slično, *Brown i Gottlieb* (2001) definišu rizik kao meru mogućih odstupanja između stvarnih i očekivanih ekonomskih ishoda. *Harrington i Niehaus* (2004) zastupaju šire stanovište, naglašavajući da, u zavisnosti od posmatrane rizične varijable, rizik nije nužno vezan samo za njenu visoku varijabilnost, već i visoku očekivanu vrednost (kao što je slučaj, na primer, sa štetama u neživotnom osiguranju). Sa druge strane, polazeći od pretpostavke o dovoljnosti premija i tehničkih rezervi za pokriće očekivanih iznosa šteta, *Doff* (2006) ipak izjednačava rizik sa volatilnošću šteta u osiguranju. U kontekstu analize solventnosti osiguravajuće kompanije, rizik predstavlja mogućnost nastupanja svakog događaja koji će ugroziti njenu dugoročnu sposobnost da raspoloživim novčanim sredstvima podmiri sve

²³ ФеАорова, *op. cit.*, str. 126.

svoje obaveze o rokovima njihovog dospeća.²⁴ Prema savremenim tumačenjima, pojam rizika se dovodi u vezu kako sa negativnim, tako i sa pozitivnim odstupanjima od postavljenih ciljeva, odnosno sa šansama čiji ishodi mogu biti kako nepovoljni, tako i povoljni za poslovnog subjekta, u opštem smislu reči. Analiza solventnosti je, međutim, ograničena samo na moguće negativne efekte rizika na finansijsko zdravlje osiguravača. Sa datog aspekta, prikladnije je uže tumačenje, shodno kome se pojam rizika dovodi u vezu sa raspedelom verovatnoća samo nepovoljnih, a ne svih mogućih ishoda posmatrane varijable.²⁵

Pošto se suština delatnosti osiguranja ogleda u preuzimanju rizika, ocena finansijskog položaja osiguravajuće kompanije je neraskidivo povezana sa konceptom upravljanja rizicima. Kako bi data ocena bila pouzdana, potrebno je identifikovati i meriti (na individualnoj i kombinovanoj osnovi) sve rizike koji ugrožavaju poslovanje osiguravača. Time se obezbeđuje osnov za izbor i primenu odgovarajućih metoda upravljanja rizicima, u cilju eliminisanja, ili ublažavanja, njihovog delovanja i zaštite i unapređenja finansijskog zdravlja osiguravača.

1.2.1. Klasifikacija rizika u neživotnom osiguranju

U fazi identifikacije rizika, kao polazištu procesa upravljanja rizicima, potrebno je definisati relevantne rizike, sagledati njihovu prirodu, uzroke i posledice, kako bi bio određen njihov relativni značaj i izabrane odgovarajuće mere rizika. Klasifikacija rizika pruža osnov za razumevanje načina na koje različiti rizici ugrožavaju solventnost osiguravajuće kompanije, što je neophodna pretpostavka za uspostavljanje prioriteta u procesu upravljanja rizicima u uslovima ograničenih resursa. Baveći se problematikom merenja solventnosti osiguravajućih kompanija, *Pentikäinen* (1967) je identifikovao četiri kategorije rizika sa kojima se one suočavaju, uključujući: rizike slučajnih fluktuacija šteta (kao predmet izučavanja klasične teorije rizika), rizike promena frekvencije šteta (pod uticajem ekonomskih, prirodnih i drugih eksternih faktora), rizike gubitka na investicijama i heterogenu kategoriju ostalih rizika koji ugrožavaju zdravlje osiguravača (poput rizika katastrofalnih događaja, rizika povezanih sa reosiguranjem, prevara, itd). Slično, *Daykin et al.* (1984) su, sa aspekta komponentni zahtevane margine solventnosti, izdvojili pet

²⁴ Jovović, M. (2009). *Aktuarske osnove utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija*. Master teza. Beograd: Ekonomski fakultet, str. 12.

²⁵ ФеАорова, *op. cit.*, str. 130.

kategorija rizika koje su relevantne za neživotne osiguravače: rizik depresijacije vrednosti imovine, rizik potcenjenosti rezervi za štete, rizik potcenjenosti premije osiguranja, rizik reosiguranja i ostale rizike sa otežanom mogućnošću kvantifikacije (poput rizika neadekvatnog menadžmenta).

Jedna od najčešće korišćenih savremenih klasifikacija rizika u kontekstu merenja solventnosti osiguravajućih kompanija razlikuje rizike osiguranja, kreditne, tržišne i operativne rizike.²⁶ Posmatrajući rizike osiguravača sa finansijskog aspekta, *Babbel* i *Santomero* (1996) predlažu njihovo dekomponovanje na šest osnovnih kategorija: aktuarske, tržišne, kreditne, rizik likvidnosti, operativne i pravne rizike. *Dbaene et al.* (2004) se zalažu za nešto opštiju podelu rizika u osiguranju na: rizike obaveza, rizike imovine i operativne rizike. Rizici obaveza proizilaze iz same prirode poslovanja osiguravača. U zamenu za fiksnu premiju osiguranja, osiguravač preuzima obavezu nadoknade materijalnih posledica osiguranog slučaja. Nasuprot njima, rizici imovine (rizici aktive) proizilaze iz upravljanja sredstvima koja osiguravač poseduje u svrhe izmirenja preuzetih obaveza. Rizici koji ne pripadaju ni jednoj od ove dve kategorije označavaju se operativnim rizicima.

Slično, *Ryan et al.* (2001) ističu da su neživotni osiguravači prvenstveno izloženi delovanju rizika osiguranja, zatim rizika imovine i tek onda ostalih rizika, koji uključuju operativne, rizike marketinga i menadžmenta, rizike zavisnosti i rizike grupe. U analognoj klasifikaciji rizika sa kojima se suočavaju osiguravači, uz izvesne različitosti u terminologiji, izdvajaju se tehnički, rizici investiranja i netehnički rizici (koji objedinjuju rizike menadžmenta, rizike povezane sa garancijama datim u korist drugih subjekata, rizike gubitka po osnovu transakcija sa posrednicima i zastupnicima u osiguranju i opšte poslovne rizike). Pri tome, tehnički rizici obuhvataju tekuće rizike, koji su neposredno vezani za redovno poslovanje osiguravača, i specijalne rizike, koji se odnose na izuzetne okolnosti isuviše brzog rasta i likvidacije portfelja.²⁷ Aktuarsko viđenje rizika neživotnih osiguranja podrazumeva njihovu podelu na rizike koje je moguće kvantifikovati (uključujući rizik usklađenosti imovine i obaveza, rizike ocene premija i tehničkih rezervi, rizik operativnih troškova, rizik rasta premije i rizik reosiguranja) i rizike koje je teško kvantifikovati i *a priori* meriti (poput rizika menadžmenta, rizika poslovnog odlučivanja i rizika greški u procesu

²⁶ IAA (2004), *op. cit.*, str. 26.

²⁷ Müller, H. *et al.* (1997). „Solvency of insurance undertakings“. *Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union*. Brussels: European Commission, str. 4.

preuzimanja i vrednovanja osiguranih rizika, kao i u procesu procene i likvidacije šteta).²⁸ Značaj navedene podele u kontekstu teme predmetnog rada proizilazi iz zahteva da bi upravo rizici koje je moguće kvantifikovati trebalo da budu pokriveni ili tehničkim rezervama, ili marginom solventnosti osiguravača.

Uvažavajući specifičnosti njihove delatnosti, ali i činjenicu da se osiguravajuće kompanije javljaju kao jedan od vidova finansijskih institucija, a zatim i poslovnih subjekata u opštem smislu, najsveobuhvatnijom klasifikacijom rizika koji ugrožavaju njihovo poslovanje može se smatrati podela na: rizike osiguranja (aktuarske ili tehničke rizike), finansijske rizike i ostale (netehničke) rizike, koji mogu biti operativne ili strategijske prirode. Pojedinačni tipovi rizika iz svake od navedenih kategorija (koji će biti detaljnije obrazloženi u nastavku rada) mogu biti dalje razvrstani prema nivou na kome se ispoljavaju efekti njihovog delovanja na posebne, sistematske i sistemske rizike. Dok posebni rizici pogađaju pojedinačne osiguravajuće kompanije, posledice sistematskih rizika se direktno odražavaju na celokupan sektor osiguranja, ili njegove pojedine segmente. Iako ne mogu uticati na pokretačke faktore sistematskih rizika, koji su eksterne prirode, osiguravači mogu, u određenoj meri, kontrolisati izloženost datim rizicima. Konačno, sistemski rizici, koji mogu biti uzrokovani ekonomskim, društveno - političkim, prirodnim ili tehnološkim kretanjima na lokalnom, regionalnom ili globalnom nivou, pogađaju celokupnu nacionalnu ekonomiju, uključujući i sektor osiguranja, i kao takvi uopšte ne mogu biti diverzifikovani. Njihov značaj posebno dolazi do izražaja u uslovima aktuelne globalne ekonomske krize, ali i klimatskih promena, koje utiču na povećanje učestalosti prirodnih nepogoda katastrofalnih razmera.

Pojedini tipova rizika materijalizuju se na više nivoa, zbog čega nije moguće njihovo striktno razgraničavanje. Na primer, rizik reosiguranja može pogoditi jednu osiguravajuću kompaniju (usled neadekvatnog reosiguravajućeg aranžmana) ili celokupan osiguravajući sektor (usled finansijskih problema na tržištu reosiguranja zbog realizacije sistemskog rizika, poput prirodne katastrofe). Slično, rizici investiranja mogu nastupiti ne samo u sklopu nepovoljnih kretanja na finansijskom tržištu i u širem ekonomskom ambijentu, već i kao posledica neadekvatne investicione politike date kompanije. Ipak, u opštem slučaju, karakteristično je da se rizici osiguranja javljaju prvenstveno kao posebni, dok su finansijski rizici, na primer, dominantno sistemski. Posledično, od tri izdvojene kategorije rizika,

²⁸ Forfar, D.O., Clarke, T.G., Heinen, N., Horsmeier, H.J.H., Maxwell, B.N. (1998). „Report on the oncoming revision of the EU solvency regime“. *Transactions of the 26th ICA*, Vol. 3, str. 185.

osiguravajuće kompanije imaju relativno najveću mogućnost uticaja na rizike osiguranja, iz čega proizilazi značaj merenja tih rizika, kako bi se što uspešnije upravljalo njima.

1.2.1.1. Rizici osiguranja

Rizici osiguranja (aktuarski, tehnički rizici) proizilaze iz konkretne vrste osiguranja koju obavlja data osiguravajuća kompanija, ali i određenih eksternih faktora, koji su izvan dometa njenog uticaja. Svojim delovanjem, dati rizici mogu uzrokovati nemogućnost izmirenja preuzetih obaveza prema osiguranicima iz fondova osiguranja, usled veće frekvencije i/ili intenziteta šteta, kao i troškova poslovanja osiguravača, u odnosu na očekivane veličine. Rizici osiguranja su povezani kako sa štetnim događajima, koji su obuhvaćeni ugovorom o osiguranju i čijom realizacijom nastupa obaveza naknade štete od strane osiguravača, tako i sa samim procesom sprovođenja poslova osiguranja. Stoga je moguće izvršiti opštu podelu na čiste rizike osiguranja, koji proizilaze iz slučajnih fluktuacija broja i iznosa šteta, kao i neadekvatnih aktuarskih pretpostavki i modela pri formiranju premije osiguranja i rezervi za štete, i na operativne rizike u poslovima osiguranja, u smislu pogrešnih menadžerskih odluka u procesu selekcije rizika, kreiranja proizvoda i formiranja njegove krajnje cene.²⁹ Shodno detaljnijoj klasifikaciji Međunarodne asocijacije aktuara (*International Actuarial Association – IAA*), rizicima osiguranja, u širem smislu, obuhvaćeni su sledeći tipovi rizika:³⁰

- *rizik procesa osiguranja*, koji proizilazi iz selekcije rizika koje osiguravač preuzima u sopstveno pokriće;
- *rizik dizajna proizvoda*, tj. rizik neočekivane izloženosti osiguranom riziku kao posledice propusta prilikom dizajniranja ugovora i određivanja premije osiguranja;
- *rizik cene (premije) osiguranja*, kao mogućnost da premija osiguranja neće biti dovoljna za pokriće odnosnih šteta i troškova poslovanja osiguravača;
- *rizik šteta*, kao mogućnost nastanka većeg broja i/ili iznosa šteta od očekivanih veličina;
- *rizik rezervisanja*, kao mogućnost da formirane tehničke rezerve, odnosno rezervisane štete, neće biti dovoljne za izmirenje obaveza prema osiguranicima;³¹

²⁹ EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 18.

³⁰ IAA (2004), *op. cit.*, str. 29.

³¹ Treba imati u vidu da nije moguće definisati jasnu granicu među pojedinim kategorijama rizika osiguranja. Tako, na primer, riziku premije osiguranja, kao i riziku rezervisanja, doprinose kako greške prilikom

- *rizik samopridržaja*, kao mogućnost narušavanja likvidnosti osiguravača usled neadekvatno ocenjenog samopridržaja i maksimalno moguće štete;
- *rizik ponašanja osiguranika*, koji proizilazi iz neizvesnosti prilikom formulisanja pretpostavki o izvršenju opcija obnove ili prekida ugovora od strane osiguranika;
- *rizik okruženja*, u smislu promene društveno - ekonomskih okolnosti, čiji efekti mogu biti nepovoljni za osiguravajuću kompaniju.

U uporedivim klasifikacijama, pojedine kategorije rizika mogu biti šire definisane, uz odgovarajuće terminološke modifikacije. Tako se, na primer, izdvaja tzv. rizik devijacija, tj. slučajnih odstupanja ne samo šteta, već i vrednosti odgovarajućih parametara aktuarskih obračuna (poput kamatne stope, stope inflacije, itd.) u odnosu na pretpostavljene veličine.³² Pored navedenih, *Ryan et al.* (2001) u široko definisanu kategoriju rizika osiguranja svrstavaju i rizike kao što su: rizik ubrzanog rasta ili pada premijskog volumena, rizici troškova (u smislu prekoračenja iznosa namenjenih pokriću operativnih i troškova likvidacije šteta, prvenstveno u linijama neživotnih osiguranja sa dugim repom), rizici reosiguranja (koji se odnose na značajan porast cena reosiguranja, nedovoljnu raspoloživost reosiguravajućeg pokrića i nemogućnost naplate potraživanja od reosiguravača³³), kao i rizici pravnih, političkih, socijalnih i ekonomskih događaja i trendova koji neposredno pogađaju poslove osiguranja. Veoma važno mesto među rizicima osiguranja zauzimaju i katastrofalni rizici, koji se odnose na mogućnost nastanka događaja koji, pogađajući veliki broj osiguranika istovremeno, izazivaju štete neuobičajeno velikih razmera, uključujući i kumuliranje štetnih posledica više događaja sa istim ili povezanim uzrocima. Zajedno sa rizicima nedovoljnosti premije i tehničkih rezervi, odnosno rezervisanih šteta, ovi rizici predstavljaju ključne determinante finansijskog zdravlja neživotnih osiguravača, o čemu će biti više reči u nastavku rada.

Ocenjivanje rizika osiguranja, koji su fundamentalni za osiguravajuće kompanije, otežava veći broj faktora. Odgovarajuće aktuarske pretpostavke često su uslovljene iskustvom samog osiguravača, koje nije uvek raspoloživo u dovoljnom obimu, ili se tiču ponašanja osiguranika, koje nije predvidivo. Važni aspekti merenja rizika osiguranja su

dizajniranja proizvoda i sprovođenja aktuarskih obračuna, tako i slučajne devijacije intenziteta i frekvencije šteta, koje stoga mogu biti posmatrane kao sastavni elementi tih kategorija rizika, što je pristup koji je usvojen u datom radu.

³² IAIS (2000). *On Solvency, Solvency Assessments and Actuarial Issues*. Basel: International Association of Insurance Supervisors, str. 10.

³³ Preciznije, mogućnost da reosiguravač neće biti sposoban i/ili spreman da blagovremeno i u potpunosti izmiri svoje obaveze prema osiguravaču predstavlja kreditni rizik po osnovu reosiguranja, koji se kao takav češće svrstava u finansijske, nego u tehničke rizike, pri evaluaciji solventnosti osiguravača.

ekstremni događaji (iz kojih proizilaze asimetrične raspodele verovatnoća šteta), naglašena neizvesnost u pogledu visine obaveza koje se odnose na višegodišnje vremenske periode i međusobna zavisnost određenih tipova rizika.

1.2.1.2. Finansijski rizici

Kategorija finansijskih rizika kojima su izložene osiguravajuće kompanije, u širem smislu, objedinjuje tržišne, odnosno rizike investiranja, rizike usklađenosti imovine i obaveza, kreditni i rizik likvidnosti. Investiranjem sredstava koja su prikupljena naplatom premija od osiguranika, sa ciljem očuvanja i uvećanja njihove vrednosti u međuvremenu do trenutka isplate naknade štete ili osigurane sume, osiguravači se izlažu tržišnim i čistim investicionim rizicima. Kao osnovni pravci plasmana slobodnih novčanih sredstava osiguravajućih kompanija javljaju se depoziti kod banaka i drugih oblika finansijskih institucija, kupovina hartija od vrednosti i kupovina nekretnina ili neposredno odobravanje hipotekarnih i drugih zajmova.³⁴ Tržišni rizici proizilaze iz osetljivosti vrednosti imovine (ali i obaveza) osiguravača na kretanja finansijskih varijabli, poput kamatnih stopa, berzanskih kurseva, deviznih kurseva i cena instrumenata koji se nalaze u osnovi finansijskih derivata. Efekti njihovog delovanja se mogu ispoljiti na strani kako aktive, tako i pasive bilansa stanja osiguravača, dok rizici investiranja pogađaju prvenstveno aktivu (zbog čega se, alternativno, označavaju rizicima imovine). Iako nisu sinonimi, tržišni i rizici investiranja mogu, usled velikog broja zajedničkih elemenata, biti posmatrani objedinjeno, obuhvatajući:

- *rizik depresijacije*, kao rizik pada tržišne vrednosti investicionih plasmana usled nepovoljnih tržišnih kretanja. Osiguravači se izlažu riziku kapitalnih gubitaka prvenstveno po osnovu ulaganja u obične akcije, ali i u nekretnine. Značaj rizika depresijacije za neživotne osiguravače proizilazi iz ograničene mogućnosti transfera posledica njegove realizacije na osiguranike, za razliku od kompanija koje obavljaju pretežno poslove životnih osiguranja.

- *rizik kamatne stope*, kao izloženost mogućim finansijskim gubicima po osnovu fluktuacija kamatnih stopa. U periodima rasta kamatnih stopa, osiguranici mogu biti motivisani da prevremeno povuku svoja sredstva (ukoliko kaznene odredbe nisu isuviše stroge), kako bi ih plasirali u investicije koje obezbeđuju veći prinos. Da bi odgovorio ovakvim zahtevima, osiguravač je prinuđen da likvidira deo svog investicionog portfelja, u

³⁴ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 328.

kome dominantno učešće imaju instrumenti sa fiksnim prinosom. Usled inverznog odnosa između kamatne stope i cene tih instrumenata, osiguravač će pretrpeti kapitalne gubitke. Sa druge strane, u periodima pada kamatnih stopa, osiguranici nastoje da uvećaju sredstva na ime osiguranja, i osiguravač se može suočiti sa nemogućnošću investiranja tih sredstava po garantovanoj stopi prinosa. Dakle, rizik kamatne stope je prisutan u utoliko većoj meri ukoliko kompanija nudi više proizvoda sa liberalnim mogućnostima povlačenja sredstava i garantovanim prinosom za osiguranike,³⁵ što je pre odlika životnih, nego neživotnih osiguranja. Ipak, sama činjenica da dospeli dužnički instrumenti u investicionom portfelju neživotnog osiguravača moraju biti zamenjeni instrumentima koji odbacuju niži prinos stvara pritiske na ostvarenje većih rezultata u domenu poslova osiguranja. Takođe, pad kamatne stope može uzrokovati nedovoljnost tehničkih rezervi za izmirenje odnosnih obaveza, ukoliko se one formiraju diskontovanjem budućih novčanih tokova. Obrnuto, pad sadašnje vrednosti obaveza u uslovima rasta kamatne stope je obično manji od pada vrednosti imovine, čime se vrednost kapitala osiguravača smanjuje.³⁶

- *devizni (valutni) rizik*, kao rizik smanjenja vrednosti imovine, odnosno povećanja vrednosti obaveza, denominiranih u inostranoj valuti, pod uticajem relativnih valutnih promena. Pri neočekivanom rastu deviznog kursa, kompanija sa značajnim delom osiguravajućeg portfelja u inostranstvu izlaže se mogućem gubitku na kursnim razlikama, jer visina naknade štete nije poznata u trenutku kada se, shodno njenoj očekivanoj vrednosti, određuje premija osiguranja.

- *rizik inflacije*, koji se odnosi na moguće negativne posledice visoke i rastuće stope inflacije na finansijski položaj osiguravača. Finansijske institucije su pogođene inflatornim efektima prvenstveno u domenu visine investicionih prinosa i vrednovanja imovine. Osim toga, osiguravajuće kompanije su, po prirodi svoje delatnosti, izložene dejstvu inflacije i u odnosu na visinu premija, budućih obaveza prema vlasnicima polisa i sa njima povezanih troškova. Pored pada realnog prinosa i tržišne vrednosti dugoročnih obveznica u njihovom investicionom portfelju, rast stope inflacije dovodi do simultanog obezvređenja premija po postojećim ugovorima o osiguranju i porasta vrednosti njihovih obaveza, i obrnuto. Nepovoljan inflatorni uticaj na vrednost investicija i premijskih prihoda osiguravača je, po osnovu njihove relativno duže ročnosti, izraženiji u osiguranju života.³⁷ Značaj istog rizika

³⁵ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 54.

³⁶ Harrington, S.E., Niehaus, G.R. (2004). *Risk Management and Insurance*. 2nd Ed., McGraw-Hill International Editions, str. 95.

³⁷ ФеѦорѦва, *op. cit.*, str. 945.

sa aspekta vrednosti obaveza osiguravača, sa druge strane, je relativno veći u neživotnom osiguranju, gde u trenutku zaključenja ugovora nije poznat iznos naknade štete, za razliku od osigurane sume osiguranja života, koja je unapred određena i fiksna. Drugim rečima, obaveze neživotnih osiguravača su inflatorno osetljive, dok se u osiguranju života one ispunjavaju u poznatom iznosu koji ne zavisi od inflacije. Rastuća inflacija ugrožava dovoljnost rezervisanih šteta, formiranih na bazi istorijskih podataka o štetama (i troškovima poslovanja), koji odražavaju prošla, ali ne i buduća inflatorna kretanja. Rizik inflacije je naročito izražen u vrstama osiguranja sa dugim repom, vrstama koje su podložne tzv. inflaciji šteta (kao što su, na primer, dobrovoljno zdravstveno i osiguranje motornih vozila), kao i u slučaju osiguranja nove vrednosti.

- *rizici koji su povezani sa upotrebom finansijskih derivata*, koji se mogu javiti u vidu tržišnog, ali i kreditnog, odnosno operativnog rizika. Tržišni rizici povezani sa finansijskim derivatima uključuju rizike utrživosti (tj. nemogućnosti izvršenja ugovora u željenom trenutku) i bazni rizik (u vidu suprotnog od očekivanog ponašanja cene instrumenta koji se nalazi u osnovi derivata, kojim se eliminišu hedžing efekti). Dalje, osiguravač može da pretrpi gubitke po osnovu nemogućnosti blagovremene naplate pripadajućih iznosa, u skladu sa ugovorenim uslovima, kao i usled neadekvatnih sistema, procedura i kontrola u vezi sa finansijskim derivatima.³⁸ Takvi rizici su neretko generisani ročnom neusklađenošću kratkoročnih finansijskih derivata i ugovora o osiguranju, velikim potencijalnim gubicima po osnovu *leveridge* efekta derivata, nedovoljnim iskustvom u njihovoj primeni, odsustvom odgovarajuće pravne regulative, ali i računovodstvenih principa, čime se umanjuje kvalitet funkcije nadzora.³⁹

- *rizik vrednovanja imovine*, kao rizik da vrednost pozicija aktive bilansa stanja osiguravača nije adekvatno određena, tj. da su one precenjene u odnosu na aktuelnu tržišnu vrednost. U kontekstu utvrđivanja solventnosti osiguravača, dati rizik implicira moguću precenjenost raspoloživog kapitala, i samim tim, ocenu solventnosti koja je povoljnija od realne.

- *rizik učešća*, tj. rizik povezan sa učešćem u vlasništvu ili posedovanjem finansijskog interesa u drugim poslovnim subjektima, čije se finansijske teškoće mogu odraziti na datu kompaniju. Dati rizik dolazi utoliko više do izražaja u slučaju osiguravajućih kompanija

³⁸ Canadian Institute of Actuaries (2007). „Dynamic Capital Adequacy Testing“. *Educational Note*. Ottawa: Canadian Institute of Actuaries, str. 46.

³⁹ Bellando, J-L. (2003). *Assesing the solvency of insurance companies*. Policy Issues in Insurance, No. 4, Paris: OECD Publishing, str. 21.

članica finansijskih konglomerata, po osnovu moguće višestruke upotrebe istog kapitala u svrhe garanta izmirenja obaveza, nedovoljne transparentnosti podataka relevantnih za ocenu solventnosti, regulatorne arbitraže i mogućeg konflikta interesa između različitih sektora u kojima konglomerat obavlja poslovanje.⁴⁰

- *rizik koncentracije*, koji se javlja u slučaju prekomerne izloženosti mogućim gubicima po osnovu investicija u jedno geografsko područje, ekonomski sektor ili finansijske instrumente jednog emitenta, kao i povezanih lica.

Kao neposredno povezan sa tržišnim rizicima, u osiguranju je prisutan rizik neodgovarajuće usklađenosti imovine i obaveza kompanije u pogledu vremenske dinamike i obima odnosnih novčanih tokova, kao i u valutnom, kamatnom i inflatornom pogledu. U cilju očuvanja sposobnosti izmirenja preuzetih obaveza prema osiguranicima, posebna pažnja se poklanja permanentnom pokriću tehničkih rezervi odgovarajućim oblicima aktive. S obzirom na preovlađujuće kratkoročnu prirodu izvora i, samim tim i plasmana sredstava neživotnih osiguravača, značaj datog rizika je relativno najveći u vrstama osiguranja sa dugim repom. Aktivno upravljanje rizikom (ne)usklađenosti imovine i obaveza podrazumeva formiranje investicionog portfelja čiji novčani prilivi vremenski i valutno repliciraju novčane odlive portfelja osiguranja, i prilagođeni su im u pogledu veličine i senzitiviteta na fluktuacije kamatne stope i stope inflacije. Zbog toga su za neživotne osiguravače posebno atraktivni kratkoročni finansijski instrumenti, čiji prinosi variraju upravo srazmerno sa stopom inflacije, poput kratkoročnih državnih obveznica i komercijalnih zapisa, i koji su, pri tome, denominirani u istoj valuti kao i njima pokrivena obaveza. Tržišne cene običnih akcija sa kratkoročnim pomakom takođe direktno prate rast kamatne i stope inflacije, zbog čega one mogu poslužiti kao pogodan instrument u procesu usklađivanja imovine i obaveza kompanija za neživotno osiguranje.

Dalje, osiguravajuće kompanije su izložene kreditnom riziku, u vidu mogućih finansijskih gubitaka usled nesposobnosti i/ili nespremnosti dužnika, emitenta finansijskih instrumenata koji se nalaze u investicionom portfelju osiguravača,⁴¹ ili, u opštem slučaju, druge ugovorne strane, da o roku izmiri preuzete obaveze, delimično ili u potpunosti. Pored direktne nemogućnosti osiguravača da realizuje svoje potraživanje, kreditni rizik se javlja i u slučaju povećane verovatnoće, ili tržišne percepcije, u pogledu propasti dužnika u

⁴⁰ Leflaive, V. (2001). *Insurance Solvency Supervision: OECD Country Profiles*. Paris: OECD Publishing, str. 38-39.

⁴¹ Pojedini modeli izračunavanja margine solventnosti (poput modela adekvatnosti kapitala u SAD-u) pri utvrđivanju zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika svrstavaju rizik neizmirenja obaveza emitenta finansijskog instrumenta pre u rizike investiranja (imovine), nego u kreditne rizike.

budućnosti, kao i po osnovu vremenskog gepa između roka dospeća i trenutka realizacije potraživanja.⁴² Nivo izloženosti osiguravača kreditnom riziku po osnovu investiranja, u opštem slučaju, zavisi od kreditnog rejtinga emitenta, ročnosti finansijskih instrumenata i stepena koncentracije investicija. Pored toga, kreditni rizik za osiguravače proizilazi i iz njihove povezanosti sa reosiguravačima, saosiguravačima i sa posrednicima i zastupnicima u osiguranju. Nepovoljne okolnosti na tržištu osiguranja, i u širem poslovnom ambijentu, simultano pogađaju osiguravače i reosiguravače. Sposobnost cesionara (reosiguravača) da izmiri svoje obaveze prema cedentu (osiguravaču) smanjuje se pri dnu tržišnog ciklusa, kao i u slučaju realizacije katastrofalnih šteta. Kako ugovorni odnos između osiguranika i reosiguravača ne postoji, osiguravač ima obavezu izmirenja svojih obaveza prema osiguraniku u celosti, čak i u situaciji kada nije u mogućnosti da ostvari svoje potraživanje iz reosiguranja, čime njegov finansijski položaj može biti ozbiljno ugrožen. Podložnost osiguravača kreditnom riziku po osnovu reosiguranja je uslovljena finansijskim zdravljem reosiguravača, korišćenim instrumentima obezbeđenja, ročnošću ugovora o reosiguranju i stepenom disperzije rizika između više reosiguravača. Otežana merljivost ovog tipa kreditnog rizika proizilazi iz činjenice da finansijsko stanje reosiguravača generalno nije predmet striktnog nadzora i kontrole, kao što je to slučaj sa direktnim osiguravačima.⁴³ Kreditni rizik se realizuje i ukoliko nije moguće naplatiti potraživanja po osnovu premije osiguranja, bilo direktno od osiguranika, ili od posrednika, odnosno zastupnika u osiguranju.

Konačno, rizik likvidnosti za osiguravajuće kompanije podrazumeva mogućnost gubitka usled nedovoljnosti likvidne imovine za izmirenje tekućih obaveza. Gubitak nastaje jer je kompanija prinuđena da se zaduži, ili proda sredstva, pod nepovoljnim uslovima. Uticaj rizika likvidnosti odražava se i na strani imovine i na strani obaveza bilansa stanja osiguravajuće kompanije. Pokretači rizika likvidnosti mogu biti eksterni uzroci (npr. katastrofalni događaji, nepovoljna ekonomska kretanja), ali i specifične karakteristike kompanije (npr. ograničeni pristup tržištu kapitala za male kompanije, nedovoljna disperzija rizika na strani obaveza i/ili na strani imovine, kašnjenja unutar proseca realizacije proizvoda, otežana mogućnost unovčenja instrumenata povezanih kompanija, ili odliv novčanih sredstava u slučaju njihovih finansijskih teškoća za kompanije članice grupe, i slično). U poređenju sa životnim, za neživotne osiguravače je karakteristično relativno veće

⁴² Sandström, A. (2011). *Handbook of Solvency for Actuaries and Risk Managers: Theory and Practice*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 270.

⁴³ Leflaive, *op. cit.*, str. 11.

učešće likvidnih, kratkoročnih finansijskih instrumenata u investicionom portfelju, i relativno manje učešće polisa sa mogućnošću prevremenog otkaza i povlačenja pripadajućeg dela premije osiguranika u portfelju osiguranja. Stoga, rizik likvidnosti u neživotnom osiguranju najčešće nastupa usled realizacije pojedinačnih događaja sa katastrofalnim posledicama.⁴⁴

U poređenju sa rizicima osiguranja, finansijski rizici osiguravača su relativno podložniji merenju. Izvođenje individualnih i kombinovanih raspodela verovatnoće ovih rizika (koje, zbog relativne simetričnosti, podležu normalnoj aproksimaciji),⁴⁵ kao i ocenjivanje korelacija među njima, olakšani su dostupnim učestalim podacima o tržišnim cenama i prinosima relativno likvidnih instrumenata i postojanjem već razvijenih finansijskih i ekonometrijskih modela, koji mogu biti korišćeni u svrhe merenja ovih rizika.⁴⁶

1.2.1.3. Operativni rizik

Pojam operativnog rizika odnosi se na moguće gubitke koji su uzrokovani neadekvatnim internim procesima i sistemima, ljudskim faktorom, ili eksternim događajima.⁴⁷ Operativni rizici u osiguranju proizilaze iz poslovnih operacija (npr. ljudskih resursa, operativne efikasnosti, razvoja proizvoda, upravljanja distribucijom proizvoda, itd.), kvaliteta menadžmenta i kontrolnih mehanizama, informacione tehnologije (relevantnosti, tačnosti, pravovremenosti i dostupnosti informacija) i poslovnog izveštavanja (računovodstvenog sistema i informacija, budžetiranja i planiranja, evaluacije investicionih projekata, itd).⁴⁸ Samim tim, rizici date kategorije su isprepletani sa svim drugim faktorima rizika unutar osiguravajuće kompanije.

U uzročnom lancu događaja koji vode ka nesolventnosti osiguravajuće kompanije, operativni rizici zauzimaju veoma važno mesto. Neadekvatni interni procesi, osoblje i sistemi, odnosno eksterni događaji, retko direktno izazivaju nesolventnost osiguravača, ali joj opredeljujuće doprinose (videti grafikon 1.1). Prema stanovištu pojedinih autora, koreni

⁴⁴ Za razliku od solventnosti, kao dugoročne platežne sposobnosti, likvidnost podrazumeva sposobnost izmirenja obaveza osiguravača koje dospevaju u kratkom roku. Stoga, osiguravajuća kompanija koja je solventna u datom trenutku posmatranja ne mora nužno biti i likvidna, i obrnuto. Ipak, u neretkim situacijama, problemi nelikvidnosti upravo prethode nesolventnosti osiguravača.

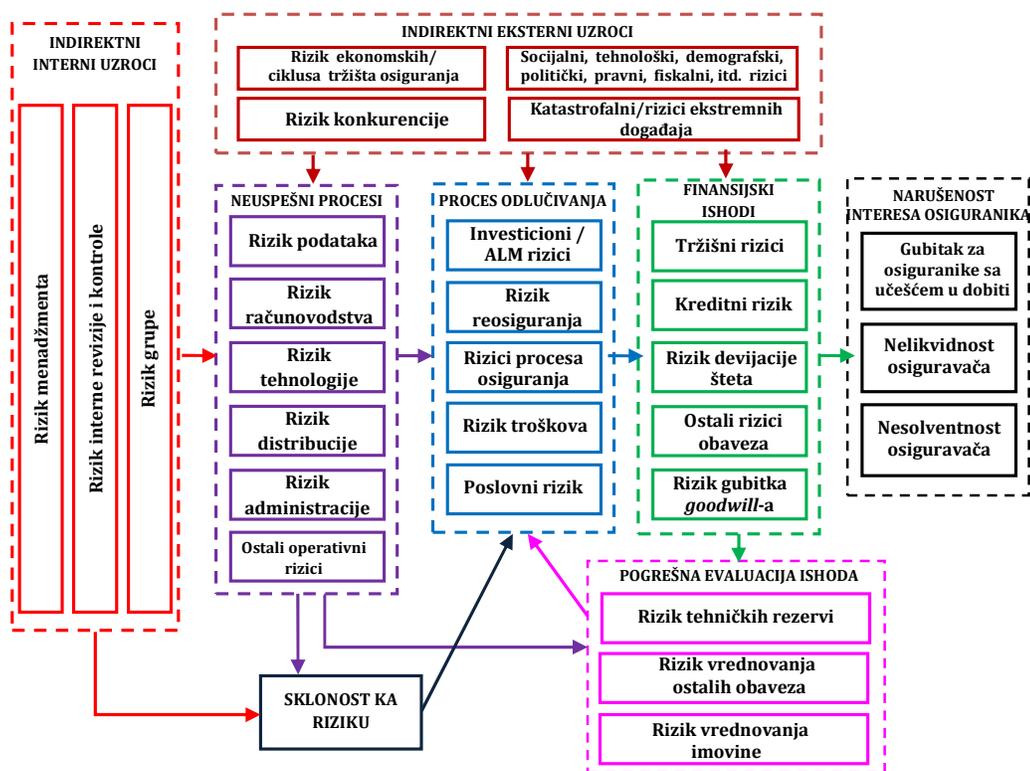
⁴⁵ Sandström, (2011), *op. cit.*, str. 227.

⁴⁶ Ryan *et al.*, *op. cit.*, str. 14.

⁴⁷ BIS (2006). *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework. Comprehensive Version*. Basel: Bank for International Settlements, Basel Committee on Banking Supervision, str. 144.

⁴⁸ CAS (2003). *Overview of Enterprise Risk Management*. Arlington: Casualty Actuarial Society, Enterprise Risk Management Committee, str. 10.

problema nesolventnosti osiguravača upravo su vezani za operativni rizik, dok se drugi rizici, poput nedovoljnosti premija osiguranja ili rezervi za štete, ostvaruju samo kao njegove krajnje manifestacije.⁴⁹ Unutar obimne kategorije operativnih rizika, sa aspekta solventnosti osiguravača, naročito se ističu slabosti i propusti menadžmenta, koje je relativno najteže identifikovati i kvantifikovati. Nedostatak iskustva, kompetentnosti, integriteta, autonomije menadžmenta i/ili njihova naglašena sklonost ka riziku, čine kompaniju osjetljivom na nepovoljne događaje i podložnom nesolventnosti.⁵⁰ Rizik menadžmenta može biti stvarni uzrok nastupanja rizika osiguranja ili finansijskih rizika, ili može podsticati njihovo štetno delovanje.



Grafikon 1.1. Mapa uzajamnih veza rizika uzročnika nesolventnosti osiguravača

Izvor: Sharma, P. et al. (2002). „Prudential Supervision of Insurance Undertakings“. *Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union*. Brussels: European Commission, str. 22.

Uprkos njegovom nesumnjivom značaju, nedostatak odgovarajućih podataka predstavlja osnovni problem merenja operativnog rizika u osiguranju. Posebno je teško na osnovu raspoloživog empirijskog iskustva o gubicima kompanije prepoznati i izolovati

⁴⁹ Sharma, P. et al. (2002). „Prudential Supervision of Insurance Undertakings“. *Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union*. Brussels: European Commission, str. 38.

⁵⁰ McDonnell, W. (2002). „Managing Risk: Practical lessons from recent „failures“ of EU insurers“. *Occasional Paper Series*, Vol. 20, London: Financial Services Authority, str. 14.

uticaj operativnog od ostalih kategorija rizika (prvenstveno rizika osiguranja, tržišnih i kreditnog rizika). Zbog ograničene mogućnosti njegove kvantifikacije, modeliranje operativnog rizika u kontekstu utvrđivanja solventnosti osiguravača je dominantno kvalitativnog karaktera. Data kategorija rizika se, u praksi, obično tretira kao rezidualna, nakon kategorizacije svih ostalih rizika, koji su podložniji identifikaciji i ocenjivanju, i uz pretpostavku da je ona perfektno pozitivno korelisana sa njima.

1.2.1.4. Strategijski rizici

Strategijski rizici uključuju rizike koji potiču od konkurencije, narušavanja poslovnog imidža, potreba i očekivanja potrošača, dostupnosti kapitala, tehnoloških inovacija i demografskih, društvenih, političkih i regulatornih kretanja.⁵¹ Iako nisu neposredno relevantni sa aspekta utvrđivanja solventnosnog kapitalnog zahteva, strategijski rizici su svakako važni u celokupnom procesu upravljanja rizicima osiguravajuće kompanije. Pogrešne poslovne odluke, njihova neadekvatna implementacija ili neprilagođenost promenama utiču ne samo na trenutnu, već i na dugoročnu prinosnu snagu osiguravača i njegov opstanak na tržištu.⁵²

Za neživotne osiguravače su, najpre, karakteristični rizici tržišta osiguranja, koji su, u prvom redu, povezani sa ciklusom osiguranja, kao specifičnim obrascem kretanja njihove profitabilnosti u toku vremena. Ulazak novih konkurenata, privučenih visokim prinosnim potencijalom određenog tržišta osiguranja, ima za posledicu višak kapaciteta i, pri nepromenjenom nivou tražnje, neminovni pad prosečne premije osiguranja, čak i ispod aktuarski fundiranog nivoa, čime se povećava rizik nemogućnosti izmirenja obaveza prema osiguranicima. Dostizanje najnižeg premijskog nivoa (tzv. „dna ciklusa“) vodi ka propadanju ili izlasku sa tržišta pojedinih i smanjenju kapitalne osnove preostalih igrača, što ima za posledicu rast premije do dostizanja najvišeg nivoa (tzv. „vrha ciklusa“), pri kome dalji ulazak novih učesnika vodi njenom smanjenju. Time se periodi visoke i niske profitabilnosti neživotnih osiguravača naizmenično smenjuju u više ili manje pravilnim ciklusima u trajanju od 6 do 10 godina.⁵³ Pored uzroka povezanih sa samim tržištem (u smislu mogućnosti ulaska novih učesnika, raspoloživog kapaciteta i anticipirane profitabilnosti delatnosti osiguranja), identifikovani su i drugi pokretači ciklusa osiguranja.

⁵¹ CAS, *op. cit.*, str. 10.

⁵² Sandström (2011), *op. cit.*, str. 350.

⁵³ Harrington, Niehaus, *op. cit.*, str. 152.

Među njima se izdvajaju štete (sa sopstvenim trendovima i ciklusima u toku vremena), premije (čiji ciklusi mogu biti rezultat strategije konkurentnosti, regulatornih ili političkih pritisaka), ali i fluktuacije stope investicionih prinosa i vrednosti imovine.⁵⁴ Uprkos svim pokušajima osiguravača da izbegnu cenovni pritisak, kroz segmentaciju tržišta, upravljanje razlikama u ceni, diferencijaciju proizvoda i izgradnju dugoročnih odnosa sa ključnim potrošačima, visina premije i dalje predstavlja primarni faktor odlučivanja pri kupovini neživotnog osiguranja.⁵⁵ Otuda proizilazi visoka podložnost finansijskog položaja kompanija koje se bave ovom vrstom osiguranja delovanju ciklusa osiguranja. Broj slučajeva nesolventnosti osiguravača varira obrnuto srazmerno sa ciklusom osiguranja, tj. raste kada prihodi od premija padaju, i opada kada premijski prihodi rastu.⁵⁶ Poslednje decenije obeležene su promenom obrasca ciklusa osiguranja, jer se njegova dužina i intenzitet (meren udaljenošću od vrha do dna ciklusa) povećavaju, zbog čega dati rizik utoliko više dobija na značaju.

Reputacijski rizik se odnosi na mogućnost negativnih posledica za kompaniju usled narušavanja njenog imidža u javnosti. Značaj datog rizika direktno proizilazi iz činjenice da se celokupno funkcionisanje delatnosti osiguranja temelji na poverenju da će data obećanja osiguravača biti ispunjena u budućnosti. Naročito visoku izloženost reputacijskom riziku beleže kompanije članice osiguravajućih grupa ili finansijskih konglomerata, usled finansijskih teškoća povezanih kompanija. Negativan publicitet dovodi do povlačenja postojećih i odbijanja potencijalnih osiguranika, umanjuje mogućnosti zaduživanja i pribavljanja novog kapitala, otežavajući normalno poslovanje i ograničavajući rast kompanije. Sa aspekta očuvanja solventnosti, značaj reputacijskog rizika je utoliko veći u kriznim okolnostima (na primer, nakon nastanka katastrofalne štete), u kojima dostupnost eksternih izvora finansiranja opredeljuje opstanak kompanije. Takođe, slučajevi nesolventnosti krupnih osiguravajućih kompanija predstavljaju izvor sistematskog reputacijskog rizika za ostale osiguravače na istom tržištu.⁵⁷

⁵⁴ Daykin, C., Pentikäinen, T., Pesonen, M. (1994). *Practical Risk Theory for Actuaries*. London: Chapman & Hall, str. 340-343.

⁵⁵ Redman, T.M., Scudellari, C.E (1992). „A new look at evaluating the financial condition of property and casualty insurance and reinsurance companies“. *Casualty Actuarial Society Discussion Paper Program*, Vol. 2, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 881.

⁵⁶ Negativni koeficijent korelacije između ciklusa osiguranja i broja slučajeva nesolventnosti neživotnih osiguravača je u Sjedinjenim Američkim Državama procenjen na nivou od 60%. Šire videti u: A.M. Best Company (2004). „Best's Insolvency Study, Property/Casualty US Insurers 1969-2002“. *A.M. Best Company Special Report*. New Jersey: A.M. Best Company.

⁵⁷ IAIS (2003). „Stress Testing by Insurers: Guidance Paper“. *Guidance Paper*, No. 8, Singapore: International Association of Insurance Supervisors, str. 13.

Savremeni tehnološki progres pruža široke mogućnosti za unapređenje performansi poslovnih subjekata, uključujući i osiguravajuće kompanije. Da li će te mogućnosti biti zaista i iskorišćene, u velikoj meri zavisi od sposobnosti i spremnosti kompanije da ih blagovremeno prepozna i prilagodi se njima. Osiguravajuće kompanije koje kasne sa usvajanjem novih tehnologija, kojima se obezbeđuju uštede i benefiti za korisnike njihovih usluga, gube trku sa konkurencijom i njihovo finansijsko zdravlje se pogoršava usled relativno većih troškova, odnosno, relativno manjeg obima poslovanja.⁵⁸ Samim tim, ubrzane tehnološke promene mogu biti ne samo izvor prilika za napredovanje, već i pretnji za opstanak osiguravača na tržištu.

Sa aspekta neživotnih osiguravača, posebnu pažnju među stratezijskim rizicima zaslužuju rizici koji su povezani sa ponašanjem političkih, pravnih i društvenih činilaca, usled specifične osetljivosti pojedinih poslovnih linija na njihov uticaj. Oblikujući uslove poslovanja osiguravajućih kompanija, političke intervencije se indirektno odražavaju na njihovo finansijsko zdravlje. Na primer, ulazak drugih poslovnih subjekata u sektor osiguranja, kao rezultat liberalizacije tržišta, potencijalno umanjuje obim novih poslova i profitnu marginu postojećih osiguravajućih kompanija. Kao tipovi finansijskih institucija, osiguravajuće kompanije su posebno osetljive na mere monetarne i fiskalne politike. Smanjeno zaduživanje države, na primer, kao rezultat restriktivne fiskalne politike, ograničava ponudu državnih finansijskih instrumenata na domaćem finansijskom tržištu, koji bivaju zamenjeni rizičnijim instrumentima u investicionom portfelju osiguravača. Solventnost osiguravača može biti naročito ugrožena u uslovima političke nestabilnosti, praćene konfiskacijom imovine, obustavljanjem novih poslova, deviznom kontrolom, itd.⁵⁹ Izloženost političkim rizicima je utoliko veća za globalne osiguravače, čije je poslovanje međunarodnog karaktera.

Pravni (regulatorni) rizici sa kojima se suočavaju osiguravajuće kompanije odnose se na moguće nepovoljne finansijske efekte promena u zakonskoj i podzakonskoj regulativi koja se primenjuje u oblasti osiguranja. Uticaj regulatornog okvira i njegovih izmena je posebno naglašen u obaveznim vrstama osiguranja, kao što je osiguranje od odgovornosti vlasnika motornih vozila za štete pričinjene trećim licima (tzv. osiguranje od autoodgovornosti). Propisi kojima se povećavaju zakonski limiti osiguravajućeg pokrića, uvodi bonus - malus sistem, ili ustanovljava obaveza izdvajanja sredstava osiguravača na ime doprinosa za

⁵⁸ Canadian Institute of Actuaries (2007), *op. cit.*, str. 28.

⁵⁹ *Ibidem*, str. 45.

socijalna osiguranja, mogu ugroziti adekvatnost premije osiguranja, i samim tim, i dovoljnost tehničkih rezervi kompanija u datoj vrsti osiguranja. Takođe, pravni rizici za osiguravače se dovode u vezu sa pojedinačnim sudskim odlukama, čiji se efekti odražavaju na visinu njihovih obaveza prema osiguranicima i drugim subjektima, naročito u oblasti osiguranja od opšte odgovornosti.⁶⁰ Sudska praksa doprinosi nastanku tzv. latentnih šteta, uzrokovanih događajima koji nisu predviđeni osiguravajućim pokrićem u trenutku izdavanja polise, ali čija nadoknada postaje obaveza osiguravača u budućnosti. Kroz interpretaciju i sprovođenje ugovornih odredbi pri rešavanju sporova između osiguravača i drugih ugovornih strana, sudovi mogu uticati na finansijski položaj ne samo pojedinačnih kompanija, već i celokupnog sektora, odnosno, njegovih segmenata. Njihovo delovanje uzrokuje tzv. socijalnu inflaciju šteta, u vidu rasta iznosa koji se, na ime naknada šteta, isplaćuju iz fondova osiguranja, po stopi koja je veća od stope monetarne inflacije.⁶¹ Stoga bi poznati slučajevi postupanja nadležnih sudskih organa prema konkretnim osiguravačima za svaku kompaniju trebalo da budu jedna od smernica u procesu vrednovanja sopstvenih obaveza, prvenstveno pri ocenjivanju potrebnog nivoa rezervi za štete.

Pored političkog i pravnog, društveni sistem, u opštem smislu, predstavlja izvor odgovarajućih rizika za osiguravajuće kompanije. Porast kriminalnih aktivnosti i drugih oblika devijantnih društvenih ponašanja može uticati na broj i iznos šteta koje padaju na teret neživotnih osiguravača. Njihovi efekti se ispoljavaju direktno, u onim vrstama osiguranja gde se, kao osigurani rizici, javljaju krađa i razbojništvo, odnosno indirektno, u vidu učestalijih prevara u osiguranju, naročito u uslovima ekonomske krize i visoke nezaposlenosti.⁶²

Analogno operativnom, merenje strategijskih rizika je otežano ne samo oskudnošću istorijskih podataka o njihovim realizacijama, već i modela koji mogu biti korišćeni u date svrhe. Posebno je teško meriti rizike koji proizilaze iz društvenog sistema (usled nepredvidivosti ponašanja ljudskog faktora), kao i rizike čije se posledice efektiraju u

⁶⁰ Karakterističan je primer uticaja sudskih odluka na troškove šteta neživotnih osiguravača u Sjedinjenim Američkim Državama, u osiguranju od odgovornosti za štete prouzrokovane izlaganjem azbestu i zagađenjima životne sredine. Šire videti u: EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 249.

⁶¹ Booth, P., Chadburn, C., Haberman, S., James, D., Khorasane, Z., Plumb, R.H., Rickayzen, B. (2005). *Modern Actuarial Theory and Practice*, 2nd Ed., Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 113.

⁶² Šire videti u: Kocovic, J., Kocovic, M., Jovic, M. (2012). „Impact of global financial crisis on insurance industry in selected Western Balkan countries“, *European integration process in Western Balkan countries*, Teixeira, P., Duarte Portugal, P., Redžepagić, S., Erić, D., Andrejević, S. (ed.), Coimbra: Faculty of Economics, Ch. 36, str. 711.

dugom roku.⁶³ Stoga, ocena strategijskih rizika iziskuje odgovarajuću kvalitativnu analizu i ekspertske rasuđivanje.

1.2.2. Relativni značaj pojedinih vrsta rizika u neživotnom osiguranju

Relativna važnost pojedinih vrsta rizika svakako zavisi od karakteristika konkretne osiguravajuće kompanije, ali je, u opštem slučaju, ona prevashodno opredeljena pretežnim obavljanjem poslova životnog ili neživotnog osiguranja. Teorijski osnov za ispitivanje relativnog značaja pojedinih vrsta rizika za neživotne osiguravače pruža prethodno sprovedena uporedna analiza specifičnih principa funkcionisanja neživotnih u odnosu na životna osiguranja. Na osnovu njenih rezultata, logično je pretpostaviti da se mogućnost većeg stvarnog od očekivanog iznosa šteta javlja kao ključni rizik za neživotne osiguravače, bilo da je reč o budućim, ili o štetama koje su već nastale u prošlosti, ali još uvek nisu nadoknađene. Drugim rečima, aktuarski rizici imaju dominantan uticaj na marginu solventnosti kompanija za neživotno osiguranje. Istovremeno, relativno veći značaj u oblasti osiguranja života imaju rizici imovine. Empirijska verifikacija hipoteze o prevashodnom značaju aktuarskih rizika u neživotnom osiguranju proizilazi iz sagledavanja rezultata istraživanja o uzrocima zabeleženih slučajeva propasti osiguravača, kao i o relativnom doprinosu pojedinih rizika ukupnom izračunatom iznosu kapitala zasnovanog na rizicima, koja su sprovedena u relevantnim zemljama.

Istorijski podaci o konkretnim slučajevima nesolventnosti osiguravajućih kompanija korišćeni su u većem broju istraživanja sa ciljem identifikacije njihovih uzroka i unapređenja metodologije merenja solventnosti. U jednom od njih, koje su 1988. godine sprovedeli *Anderson* i *Formisano*, kao ključni pokretači nesolventnosti neživotnih osiguravača izdvojeni su potcenjenost premija i rezervi, neadekvatnost procedura preuzimanja rizika i rešavanja šteta, ali i ubrzani rast i ekspanzija poslovanja, finansijske teškoće reosiguravača, nedostatak diverzifikacije rizika osiguranja i slabosti menadžmenta.⁶⁴ Rezultati studije Američke aktuarske akademije (*American Academy of Actuaries*) pokazuju da je potcenjenost rezervi za štete bila direktno povezana sa čak 58% slučajeva nesolventnosti neživotnih osiguravača u

⁶³ Doff, R.R. (2008). „A Critical Analysis of the Solvency II Proposals“. *Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 33(2), str. 200.

⁶⁴ Anderson, D.R., Formisano, R.A. (1988). „Causal Factors in P-L Insolvency“. *Journal of Insurance Regulation*, 6(4), str. 453-459.

periodu 1969-1987. godine.⁶⁵ Prema *Rappaport*-u (1989), neadekvatnost premija, prevare i problemi u naplati potraživanja od reosiguravača predstavljali su osnovne uzročne faktore slučajeva nesolventnosti neživotnih osiguravača koji su se desili tokom '80-ih godina XX veka.⁶⁶ U tzv. *Dingell*-ovom izveštaju, koji je početkom '90-ih godina ukazao na sve nedostatke tadašnjeg sistema merenja solventnosti osiguravača u Sjedinjenim Američkim Državama (SAD) i poslužio kao osnova njegovog inoviranja, kao zajedničke karakteristike zabeleženih slučajeva nesolventnosti u sektoru neživotnih osiguranja istaknute su: potcenjenost premija i rezervi za štete, preterano oslanjanje na reosiguranje, nekompetentan menadžment, agresivan rast i, u određenim slučajevima, prevare u osiguranju.⁶⁷

U svojoj sveobuhvatnoj studiji nesolventnosti neživotnih osiguravača u SAD-u, rejting agencija *A.M. Best* takođe označava nedovoljnost rezervi za štete i premija osiguranja primarnim uzrocima 37% ispitanih slučajeva nesolventnosti. Ostali identifikovani uzroci propasti 871 kompanije u periodu 1969-2002. godine se odnose na prebrzi rast (17%), prevare (9%), precenjenost imovine (8%), katastrofalne štete (7%), krupne promene u poslovanju (5%), probleme reosiguravača (4%) i kompanija kćeri (4%).⁶⁸ Dakle, rizicima osiguranja u užem smislu (uključujući rizike premija i rezervi, katastrofalne i rizike rasta) objašnjava se 61% ukupnog broja slučajeva nesolventnosti u posmatranom periodu, pri čemu je njihov relativni značaj porastao u poslednjim godinama (isto učešće je iznosilo 42% u 1998. godini⁶⁹). Pri tome, uočeno je da su nesolventnosti podložnije manje, relativno mlade i kompanije sa pravnom formom akcionarskog društva za osiguranje. Slično, neadekvatnošću premija osiguranja i nedovoljnošću rezervi za štete uzrokovano je direktno 31%, odnosno indirektno 77%, zabeleženih slučajeva nesolventnosti neživotnih osiguravača u Kanadi u periodu 1960-2005. godine.⁷⁰

Sprovedena istraživanja uzroka propasti evropskih osiguravajućih kompanija predstavljaju važnu empirijsku potporu procesa reformi režima solventnosti u okviru

⁶⁵ American Academy of Actuaries (1991). „Study of insurance company insolvencies from 1969-87 to measure the effectiveness of casualty loss reserve opinions“. *CAS Forum Winter 1991*, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 166.

⁶⁶ Rappaport, E.B. (1989). *Insurance Company Solvency*. Washington: Congressional Research Service, Library of Congress, str. 48.

⁶⁷ U.S. Congress, Committee on Energy and Commerce, Subcommittee on Oversight and Investigations (1990). *Failed promises: insurance companies insolvencies: a report*. Washington: Government Printing Office, str. 24.

⁶⁸ A.M. Best Company (2004), *op. cit.*, str. 12.

⁶⁹ A.M. Best Company (1999). „Insolvency: will historic trends return?“. *Best's Review/Property - Casualty Insurance*, 99(11), New Jersey: A.M. Best Company. Citirano prema: Ryan *et al.*, *op. cit.*, str. 11.

⁷⁰ Dibra, S., Leadbetter, D. (2007). *Why insurers fail – The dynamics of property and casualty insurance insolvency in Canada*. Toronto: Property and Casualty Insurance Compensation Corporation (PACICC), str. 29.

Evropske unije. Prvobitne naznake Müller-a *et al.* (1997), prema kojima su ključni uzroci problema u poslovanju osiguravača u EU neadekvatne premije i rezerve za štete, rizici imovine i operativni rizici, potkrepljene su konkretnim nalazima opsežne studije objavljenim u tzv. Sharma izveštaju 2002. godine.⁷¹ Među operativnim rizicima, obe grupe autora ističu ulogu rizika menadžmenta, kao posrednog ili neposrednog pokretača nesolventnosti evropskih osiguravajućih kompanija.

Tabela 1.1. Primarni uzroci nesolventnosti neživotnih osiguravača u prostoru i vremenu

Izvor	Period	Geografsko područje	Obim uzorka	Uzrok nesolventnosti		
				1.	2.	3.
<i>Anderson i Formisano (1988)</i>	1975-1985.	SAD	6	Brzi rast	Neadekvatne premije/rezerve za štete	Operativni rizici
<i>American Academy of Actuaries (1991)</i>	1969-1987.	SAD	153	Neadekvatne rezerve za štete	Neadekvatan menadžment	Ostali rizici
<i>A.M. Best (2004)</i>	1969-2002.	SAD	871	Neadekvatne premije/rezerve za štete	Brzi rast	Prevare
<i>Dibra i Leadbetter (2007)</i>	1960-2005.	Kanada	35	Neadekvatne premije/rezerve za štete	Inostrana matična kompanija	Brzi rast
<i>Sharma et al. (2002)</i>	1996-2001.	EU	140 ⁷²	Neadekvatne premije/rezerve za štete	Rizici imovine	Operativni rizici

Izvor: Pripremljeno na osnovu izvora citiranih u tabeli.

Rezultati navedenih istraživanja pokazuju da uzroci nesolventnosti osiguravajućih kompanija variraju u prostoru i vremenu. Ipak, postoji opšti koncenzus prema kome neadekvatne premije i rezerve za štete predstavljaju ključni uzrok nesolventnosti kompanija koje se bave neživotnim osiguranjem (videti tabelu 1.1), uz tendenciju daljeg porasta njihovog relativnog značaja. Dodatnu potporu takvom stavu pruža uvid u strukturu izračunatih kapitalnih zahteva koji su zasnovani na rizicima. Od ukupnog iznosa zahtevanog kapitala za pokriće rizika (engl. *Risk Based Capital* – RBC) kompanija za neživotno osiguranje u Sjedinjenim Američkim Državama,⁷³ oko 67% se odnosi na rizike osiguranja. Tačnije, prosečno učešće rizika rezervi je 44%, rizika premije osiguranja 23%, dok rizici imovine, kreditni rizik i rizik vanbilansnih stavki učestvuju u ukupnom RBC sa

⁷¹ Sharma *et. al., op. cit.*, str. 88.

⁷² Uzorak obuhvata osiguravajuće kompanije iz 14 zemalja EU koje su u posmatranom periodu postale nesolventne, ili se suočile sa ozbiljnim finansijskim teškoćama koje zahtevaju intervenciju organa nadzora, pri čemu je dominantno učešće neživotnih osiguravača u njemu.

⁷³ Metodologija obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika (u okviru tzv. modela adekvatnosti kapitala) u SAD-u će biti razmotrena u drugom delu rada.

23%, 10% i 1%, respektivno.⁷⁴ Poređenja radi, rizici imovine učestvuju prosečno sa čak 65% u odgovarajućem kapitalnom zahtevu kompanija koje se bave poslovima životnih osiguranja.⁷⁵ Relativno veće prisustvo finansijskih rizika u životnom osiguranju potvrđuje i podatak prema kome dati sektor u SAD-u beleži u proseku znatno manju vrednost racija kapitala i imovine (od 6%) u poređenju sa sektorom neživotnih osiguranja (gde isti racio iznosi 35%).⁷⁶

Slično, 52,4% osnovnog solventnosnog kapitalnog zahteva neživotnih osiguravača (engl. *Basic Solvency Capital Requirement* - BSCR) u Evropskoj uniji⁷⁷ objašnjava se rizicima osiguranja (među kojima dominiraju rizici premije i rezervi sa oko 58% učešća), dok je prosečno učešće tržišnih rizika 32,8%. U slučaju istog kapitalnog zahteva kompanija koje se bave poslovima osiguranja života, učešće tržišnih rizika je čak 67,4%, a rizika osiguranja svega 23,7%.⁷⁸ Navedeni podaci još jednom potvrđuju hipotezu o prioritarnom uticaju aktuarskih, u poređenju sa finansijskim rizicima, na marginu solventnosti kompanija koje se bave poslovima neživotnih osiguranja.

1.3. VREDNOVANJE RIZIKA

Vrednovanje (ocenjivanje, merenje) rizika je usmereno ka kvantitativnom iskazivanju mogućeg uticaja rizika na odgovarajuće ciljne ishode.⁷⁹ Suština delatnosti osiguravača, koja se ogleda u preuzimanju rizika u sopstveno pokriće, uslovljava fundamentalni značaj vrednovanja rizika u celokupnom procesu upravljanja rizicima u osiguranju. *Meyfredi* (2004) razlikuje dva pristupa merenju rizika: indirektni, koji proučava rizične preferencije donosilaca odluka, i direktni, zasnovan na definisanju i primeni odgovarajuće mere rizika. Usled nedovoljnosti informacija o funkcijama korisnosti, indirektni pristup je dominantno teorijskog karaktera, za razliku od direktnog pristupa, koji ima veću upotrebnu vrednost, naročito ukoliko se želi predvideti budući uticaj različitih faktora rizika.

⁷⁴ Hooker, N., Bulmer, J., Cooper, S., Green, P., Hinton, P. (1996). „Risk-based capital in general insurance“. *British Actuarial Journal*, 2(2), str. 283.

⁷⁵ Atchinson, B.K. (1997). „Remarks on the American Risk Based Capital Model“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 22(82), str. 62.

⁷⁶ Harrington, Niehaus, *op. cit.*, str. 88.

⁷⁷ Metodologija obračuna osnovnog solventnosnog kapitalnog zahteva (u okviru koncepta Solventnost II) u EU će biti detaljno razmotrena u četvrtom delu rada.

⁷⁸ EIOPA (2011). „EIOPA report on the fifth Quantitative Impact Study (QIS5) for Solvency II“. *EIOPA-TFQIS5-11/001*, Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 67.

⁷⁹ Olivieri, A., Pitacco, E. (2011). *Introduction to Insurance Mathematics – Technical and Financial Features of Risk Transfers*. Springer – Verlag, str. 21.

Ocena rizika predstavlja funkciju dveju veličina: intenziteta i frekvencije šteta koje nastaju realizacijom rizika. Intenzitet štete se posmatra kroz veličinu ekonomskog gubitka koji je posledica ostvarenja rizika. Prosečan intenzitet šteta u određenoj vrsti osiguranja može biti izračunat na osnovu podataka iz prošlosti, u vidu količnika ukupnog novčanog iznosa i broja nastalih osiguranih šteta u posmatranom periodu.⁸⁰ Frekvencija (učestalost) šteta predstavlja broj ponavljanja ostvarivanja štetnog događaja u određenom vremenskom periodu. Numerički, izražavanje frekvencije šteta se svodi na utvrđivanje verovatnoće nastupanja štetnog događaja prema klasičnoj formuli verovatnoće, na osnovu podataka o događajima koji su se desili u prošlosti. U opštem slučaju, verovatnoća nastupanja određenog događaja $P(A)$ je jednaka:

$$P(A) = \frac{m}{n}, \quad (1.1)$$

gde su:

- m - broj povoljnih ishoda za dati događaj (tj. broj realizacija tog događaja),
- n - ukupan broj svih jednako mogućih ishoda.

Otuda, frekvencija šteta može biti određena kroz odnos između broja šteta i broja zaključenih ugovora ili, preciznije, broja jedinica izloženosti riziku,⁸¹ u određenoj vrsti osiguranja. Na primer, frekvencija šteta može biti jednaka odnosu između broja oštećenih objekata i ukupnog broja svih objekata koji su izloženi istom riziku. Takođe, frekvencija može biti numerički izražena kroz broj realizacija događaja u odnosu na odgovarajuću jedinicu vremena (na primer, ako se izvesni događaj realizuje u proseku jednom u pet godina, verovatnoća nastupanja događaja u toku jedne godine je 1/5).

U teoriji postoji veći broj pokušaja kvantifikovanja rizika, kako bi rezultati vrednovanja rizika mogli biti prezentovani u finansijskoj terminologiji. Prema tradicionalno korišćenom pristupu, veličina rizika se utvrđuje na osnovu proizvoda prosečne frekvencije i prosečnog intenziteta posledica štetnog događaja, za koje se pretpostavlja da su međusobno nezavisni. Savremeni pristupi merenju rizika koriste probablističke modele, koji dopuštaju razmatranje celokupnog skupa mogućih ishoda realizacije štetnog događaja, i njima odgovarajućih verovatnoća. Na bazi takvih modela, moguće je odrediti maksimalnu verovatnu štetu (engl. *maximum probable loss* - MPL), kao najveći iznos štete koji može, pri

⁸⁰ Brown, R.L., Gottlieb, L.R. (2001). *Introduction to Ratemaking and Loss Reserving for Property and Casualty Insurance*. 2nd Ed., Winsted: ACTEX Publications Inc., str. 53.

⁸¹ Institute and Faculty of Actuaries (1997). *Claims Reserving Manual*, Vol. 1, Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. H4.1.

izabranom nivou poverenja, nastati po osnovu štetnog događaja, koja je posebno važan indikator rizika sa aspekta utvrđivanja solventnosti osiguravača.

1.3.1. Parametri vrednovanja rizika

Kao ključne komponente svakog rizika, sa aspekta njegovog modeliranja, javljaju se: volatilnost, neizvesnost i ekstremni ishodi. Volatilnost (tj. rizik slučajnih odstupanja, rizik procesa ili statistički rizik⁸²) se odnosi na mogućnost stohastičkih fluktuacija stvarne frekvencije i/ili intenziteta rizičnih događaja u odnosu na njihove očekivane vrednosti. U pitanju je komponenta rizika koju je moguće diverzifikovati (na primer, volatilnost prosečnog iznosa šteta se smanjuje sa porastom obima osiguravajućeg portfelja, sačinjenog od rizika koji nisu perfektno pozitivno korelisani).

U kontekstu merenja rizika, neizvesnost (tj. rizik sistematskih odstupanja) se odnosi na mogućnost greške pri izboru modela i/ili pri oceni njegovih parametara. Preciznije, neizvesnošću su obuhvaćena tri elementa:

- rizik modela (engl. *model risk*), kao što je mogućnost pogrešne pretpostavke o tipu raspodele verovatnoća ili međusobnom odnosu rizičnih varijabli. Ukoliko model nije korektan, parametre pri kojima bi on verodostojno opisivao relevantni proces jednostavno nije moguće naći. Neretko, greška specifikacije modela se toleriše u odgovarajućoj meri u cilju njegove veće jednostavnosti i praktične primenljivosti;
- rizik parametara (engl. *parameter risk*), u vidu moguće greške ocenjivanja parametara, usled isuviše malog broja opservacija, njihove izražene volatilnosti ili nereprezentativnosti perioda na koji se one odnose;
- rizik strukturne greške (engl. *structural error risk*), koji proizilazi iz promena u strukturi rizika u toku vremena, usled kojih nije realno očekivati da vrednosti parametara budu konstantne. Intenzitet i učestalost šteta u osiguranju su podložni promenljivoj delovanju prirodnih, tehnoloških, ekonomskih, socijalnih, pravnih, ili političkih faktora. Njihovi efekti mogu biti ispoljeni u vidu strukturnih lomova (npr. u slučaju novih zakonodavnih propisa) ili u vidu trendova i ciklusa (npr. po osnovu klimatskih promena i ciklusa tržišta osiguranja), čija identifikacija zahteva dovoljno obimne vremenske serije podataka.

⁸² IAA (2009). *Measurement of Liabilities for Insurance Contracts: Current Estimates and Risk Margins*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 204.

Uticaj neizvesnosti se manifestuje kroz odstupanja stvarnih od očekivanih realizacija rizika, koje nisu slučajne, već sistematske prirode. Za razliku od volatilnosti, neizvesnost, kao komponentu rizika, nije moguće u potpunosti diverzifikovati. Relativni uticaj neizvesnosti ne zavisi od veličine osiguravajućeg portfelja, dok se njen apsolutni uticaj povećava sa porastom portfelja. Po pravilu, tačnost ocene aktuarskih rizika u vrstama osiguranja koje karakteriše visoka frekvencija i nizak intenzitet šteta je pre uslovljena rizikom sistematskih, nego slučajnih fluktuacija stvarnog broja i iznosa šteta. Obrnuto, rizik procesa ima važniju ulogu u vrstama osiguranja sa relativno nižom frekvencijom i višim intenzitetom šteta, u kojima čak i individualne štete mogu imati značajan uticaj na ukupan prosečni iznos šteta.⁸³

Ekstremni (katastrofalni) događaji, kao događaji veoma niske frekvencije i visokog intenziteta, svojom realizacijom doprinose kako volatilnosti, tako i neizvesnosti merenja rizika. Za osiguravajuću kompaniju, značajnu ulogu u pogledu izloženosti riziku katastrofalnih događaja ima struktura portfelja osiguranja (npr. u slučaju visoke koncentracije osiguranih vrednosti u geografskom području koje je podložno određenom vidu prirodne nepogode). Sa aspekta merenja rizika, nedovoljnost podataka koji se odnose na katastrofalne događaje iz prošlosti otežava modeliranje tzv. „repa“ raspodele verovatnoća rizične varijable, što se nadomešćuje kreiranjem hipotetičkih scenarija.

1.3.2. Osnovne mere rizika

Vrednovanje rizika, u opštem slučaju, zasnovano je na slučajnoj promenljivoj X , koja prezentuje izloženost rizicima. Opisivanje mogućih vrednosti rizične varijable i njima odgovarajućih verovatnoća vrši se pomoću funkcije raspodele verovatnoća $F_X(x) = P(X \leq x)$ i zakona raspodele $p_X(x) = P(X = x)$, ako je data slučajna promenljiva diskretna, odnosno funkcije gustine njene raspodele verovatnoća $f_X(x)$, tako da važi: $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du$, ako je promenljiva apsolutno neprekidna. Mera rizika se definiše kao preslikavanje iz skupa slučajnih varijabli, koje prezentuju rizike, na skup nenegativnih realnih brojeva.⁸⁴ U konkretnijem slučaju utvrđivanja solventnosti osiguravača, mera rizika

⁸³ Feldblum, S. (1992). „European Approaches to Solvency“. *Discussion Papers on Insurer Financial Solvency*, Vol. 1, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 531.

⁸⁴ Dhaene, J., Vanduffel, S., Tang, Q., Goovaerts, M.J., Kaas, R., Vyncke, D. (2004). „Solvency capital, risk measures and comonotonicity: a review“. *Research Report OR 0416*. Leuven: Katholieke Universiteit, Department of Applied Economics, str. 2.

je funkcija koja raspodeli verovatnoća slučajne promenljive X dodeljuje iznos kapitala potreban za pokriće odnosnog rizika.

Relevantna literatura iz oblasti finansija i aktuarstva obiluje primerima taksativnog navođenja različitih mera rizika. U najširem smislu, ove mere mogu biti razvrstane u dve grupacije: mere statističke disperzije, kao tzv. dvostrane (simetrične) mere rizika, poput varijanse i standardne devijacije, i jednostrane mere rizika, poput vrednosti pod rizikom i uslovne vrednosti pod rizikom, koje će biti detaljnije razmotrene u nastavku rada.

Uzimajući u obzir mnoštvo različitih mera rizika, javlja se potreba za kriterijumom koji bi mogao biti korišćen u svrhe izbora „najbolje“ od njih. U pokušaju određivanja minimalnog skupa poželjnih osobina koje takva mera mora posedovati, *Artzner et al.* (1999) su razvili aksiomatski pristup definisanja mera rizika. Shodno tzv. konceptu koherentnosti, za skup slučajnih varijabli V iz istog prostora verovatnoća, takvih da je $E(X) < \infty$ za svako $X \in V$, definiše se funkcija $\rho: V \rightarrow \mathbb{R}$, sa sledećim karakteristikama:

- Invarijantnost u odnosu na translaciju:

$$X \in V, a \in \mathbb{R} \Rightarrow \rho(X + a) = \rho(X) + a, \quad (1.2)$$

- Subaditivnost:

$$X, Y, X + Y \in V \Rightarrow \rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y), \quad (1.3)$$

- Pozitivna homogenost:

$$X \in V, b > 0, bX \in V \Rightarrow \rho(bX) = b\rho(X), \quad (1.4)$$

- Monotonost:

$$X, Y \in V, X \leq Y \Rightarrow \rho(X) \leq \rho(Y). \quad (1.5)$$

Koherentnom merom rizika označava se ona mera $\rho(X)$ koja zadovoljava sva četiri navedena aksioma. U prvobitnoj formulaciji koncepta koherentnosti, usmerenoj ka oblasti finansija, promenljiva X je posmatrana kao neto vrednost investicionog portfelja na kraju izabranog vremenskog horizonta. Kasnijim proširenjem koncepta na oblast osiguranja, varijabla X dobija značenja primerenija ovoj oblasti, uz odgovarajuće prilagođavanje objašnjenja aksioma. Tako, ulogu rizične varijable pri utvrđivanju solventnosti osiguravača može imati buduća vrednost neto imovine, čije stohastičko ponašanje odražava uticaj rizika na njegovu imovinu i/ili obaveze. U užem kontekstu merenja rizika osiguranja, koji je relevantan za predmetni rad, promenljiva X označava vrednost šteta na nivou pojedinačne polise, poslovne linije ili celokupnog portfelja, na kraju posmatranog vremenskog perioda.

Raspoloživa sredstva kompanije namenjena pokriću rizika koji se aproksimira promenljivom X bi trebalo da iznose $\rho(X)$, kako bi, pri izabranom nivou poverenja, bila izbegnuta njena nesolventnost.⁸⁵

Invarijantnost na operaciju translacije, ili konzistentnost mere rizika, podrazumeva da siguran gubitak veličine a jednostavno povećava vrednost mere rizika u istom iznosu.⁸⁶ Tako se, dodavanjem iznosa $-\rho(X)$ početnoj poziciji, ostvaruje rizično neutralna situacija:

$$\rho(X - \rho(X)) = \rho(X) - \rho(X) = 0. \quad (1.6)$$

Aksiom subaditivnosti odražava princip diverzifikacije rizika. Gornja granica rizika portfelja jednaka je sumi mera rizika njegovih delova. U kontekstu merenja rizika u svrhe određivanja solventnosti, zahtevani iznos kapitala za pokriće kombinovanog delovanja dva (ili više) rizika ne može biti veći od sume zahtevanih iznosa kapitala za pokriće svakog od rizika ponaosob. Često obrnuto definisan, aksiom subaditivnosti podrazumeva da rizik proizvoljnog portfelja i samim tim, zahtevani iznos kapitala za pokriće tog rizika, ne može biti umanjen razdvajanjem tog portfelja na manje segmente.⁸⁸ Time se obezbeđuje doslednost merenja rizika na nivou osiguravajuće kompanije kao celine i njenih pojedinih delova. Ovakav, konzervativni zahtev odgovara interesima organa nadzora, u cilju sprečavanja manipulacija kojima bi ukupan zahtevani kapital kompanije bio iskazan u manjem iznosu od potrebnog.⁸⁹

Aksiom pozitivne homogenosti odražava činjenicu da uvećanje svih elemenata portfelja u jednakoj meri dovodi do proporcionalnog povećanja rizika portfelja, odnosno zahtevanog kapitala za njegovo pokriće, i obrnuto. Subaditivnost implicira da važi relacija: $\rho(nX) \leq n\rho(X)$, za $n = 1, 2, \dots$,⁹⁰ dok pozitivna homogenost, kao njen granični slučaj,

⁸⁵ Panjer, H.H., Jing, J. (2001). „Solvency and Capital Allocation“. *Research Report 01-14*. Waterloo: Institute of Insurance and Pension Research, University of Waterloo, str. 3.

⁸⁶ Ukoliko X označava neto imovinu osiguravača, kao slučajnu promenljivu, data karakteristika se naziva bezrizičnošću mere rizika i formuliše na način: $X \in V, c \in R \Rightarrow \rho(X + c) = \rho(X) - c$, što znači da se, dodavanjem bezrizične imovine (gotovine) postojećem portfelju, njegov rizik umanjuje u istom iznosu.

⁸⁷ Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J-M., Heath, D. (1999). „Coherent measures of risk“. *Mathematical Finance*, 9(3), str. 209.

⁸⁸ Tse, Y.-K. (2009). *Nonlife Actuarial Models: Theory, Methods and Evaluation*. New York: Cambridge University Press, str. 119.

⁸⁹ Ekonomsko opravdanje tvrdnje da podelom jednog konglomerata na više manjih entiteta dolazi do povećanja ukupnog rizika proizilazi iz činjenice da, dok čine jednu celinu, pojedinačni delovi međusobnim kompenzacijama mogu izbeći nesolventnost, što nakon njihovog razdvajanja više nije moguće. Ipak, Dhaene *et al.* (2003) insistiraju na razdvajanju tumačenja aksioma subaditivnosti u kontekstu alokacije kapitala između različitih entiteta sa jedne, i u kontekstu merenja rizika i određivanja potrebnog kapitala za njegovo pokriće, sa druge strane. Dok je ovaj aksiom poželjan u prvom slučaju, u drugom slučaju se njegova relevantnost dovodi u pitanje, o čemu će biti više reči u nastavku rada.

⁹⁰ Artzner *et al.*, *op. cit.*, str. 209.

odražava situaciju u kojoj ne postoje efekti diverzifikacije. Iz kombinacije pozitivne homogenosti i invarijantnosti u odnosu na operaciju translacije proizilazi linearnost mere rizika $\rho(X)$, formalno prikazana u obliku: $\rho(aX + b) = a\rho(X) + b, a > 0, b \in \mathbb{R}$. Konačno, aksiom monotonosti podrazumeva da portfelju veće moguće gubitnosti mora biti dodeljena veća vrednost mere rizika, odnosno veći zahtevani iznos kapitala, i obrnuto.⁹¹

1.3.2.1. Mere statističke disperzije

Mere statističke disperzije, koje imaju relativno dugu tradiciju primene u svrhe vrednovanja rizika,⁹² mogu biti razvrstane između dve kategorije. U prvu kategoriju ubrajaju se mere udaljenosti između reprezentativnih vrednosti posmatrane varijable, poput ranga (razlike između najveće i najmanje realizovane vrednosti varijable), interkvartilnog ranga (razlike između gornjeg i donjeg kvartila raspodele varijable) ili maksimalnog gubitka (najnepovoljnijeg realizovanog ishoda u izabranom uzorku). Pošto ne obezbeđuju informaciju o disperziji unutar ranga, uloga ovakvih mera u procesu vrednovanja rizika je zanemarljiva.

Drugom kategorijom obuhvaćene su mere odstupanja od očekivane vrednosti varijable. U prvom redu, reč je o varijansi (disperziji, centralnom momentu reda 2) slučajne promenljive (u oznaci $Var(X)$, odnosno σ^2), tj. očekivanoj vrednosti kvadrata odstupanja promenljive od njene srednje vrednosti $E(X) = \mu$:

$$Var(X) = \sigma^2 = E(X - E(X))^2 = \begin{cases} \sum_x (x - \mu)^2 p_X(x), & X \text{ je diskretnog tipa} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx, & X \text{ je apsolutno neprekidnog tipa} \end{cases} \quad (1.7)$$

gde su $p_X(x)$ i $f_X(x)$ zakon raspodele verovatnoća diskretne i funkcija gustine apsolutno neprekidne slučajne promenljive, respektivno. Iz razloga njenog iskazivanja u istim jedinicama u kojima je iskazana i odnosna slučajna promenljiva, standardna devijacija

⁹¹ Pored koncepta koherentnosti, u literaturi su predloženi i drugi aksiomatski sistemi za mere rizika, poput tzv. koncepta konveksnosti, u kome su uslovi pozitivne homogenosti i subaditivnosti zamenjeni uslovom: $X, Y, X + Y \in V, \lambda \in [0, 1] \Rightarrow \rho(\lambda X + (1 - \lambda)Y) \leq \lambda\rho(X) + (1 - \lambda)\rho(Y)$. Prikazani uslov konveksnosti podrazumeva da je rizik diverzifikovanog portfelja manji ili jednak ponderisanom proseku individualnih rizika.

⁹² Kvantifikacija rizika na bazi mera statističke disperzije inicijalno je predložena od strane H. Markowitz-a, '50-ih godina XX veka, u kontekstu izbora optimalnog investicionog portfelja.

(standardno odstupanje),⁹³ kao kvadratni koren disperzije (u oznaci $SD(X)$, odnosno σ), predstavlja relativno zastupljeniju meru rizika u praktičnim primenama:

$$SD(X) = \sigma = \sqrt{Var(X)} = \sqrt{E(X - E(X))^2} . \quad (1.8)$$

Za razliku od standardne devijacije kao apsolutne, koeficijent varijacije (u oznaci $CV(X)$, odnosno ν), u vidu količnika standardne devijacije $SD(X) = \sigma$ i očekivane vrednosti slučajne promenljive $E(X) = \mu$, predstavlja relativnu meru rizika:

$$CV(X) = \nu = \frac{\sqrt{Var(X)}}{E(X)} = \frac{SD(X)}{E(X)} = \frac{\sigma}{\mu} . \quad (1.9)$$

Istoj kategoriji mera disperzije pripada i srednje apsolutno odstupanje (engl. *Mean Absolute Deviation* - MAD), kao prosečno apsolutno odstupanje posmatrane slučajne promenljive od izabranog parametra srednje vrednosti - matematičkog očekivanja, medijane, moda, ili jednostavno vrednosti 0:

$$MAD = E(|X - E(X)|) = \begin{cases} \sum_x |x - \mu| p_X(x), & X \text{ je diskretnog tipa} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} |x - \mu| f_X(x) dx, & X \text{ je apsolutno neprekidnog tipa.} \end{cases} \quad (1.10)$$

Važno ograničenje navedenih mera disperzije ogleda se u njihovoj implicitnoj pretpostavci o simetričnoj raspodeli verovatnoća slučajne promenljive, koja u oblasti osiguranja najčešće nije ispunjena. Na primer, raspodele koje su bitno različitog oblika mogu imati iste standardne devijacije. U svrhe preciznijeg merenja rizika, opis oblika raspodele može biti upotpunjen određivanjem centralnih momenata reda 3 i 4, pomoću kojih se izražavaju koeficijenti asimetrije i spljoštenosti raspodele. Mere statističke disperzije uvažavaju celokupnu raspodelu verovatnoća slučajne promenljive, dajući relativno veći značaj ishodima ekstremne vrednosti. Ipak, njihov zajednički nedostatak je istovetni tretman vrednosti promenljive koje se u raspodeli verovatnoća nalaze ispod i iznad izabrane referentne vrednosti, kao što je matematičko očekivanje. U oblasti osiguranja, kao što je već obrazloženo, rizik se prvenstveno posmatra kao stanje u kome postoji mogućnost negativnog odstupanja od poželjnog ishoda koji očekujemo ili kome se nadamo.⁹⁴ Stoga se, pri razmatranju asimetričnih raspodela, javlja potreba za merama rizika

⁹³ U oblasti osiguranja i finansija, standardna devijacija se često označava volatilnošću posmatrane varijable. Takav je slučaj i sa terminologijom koncepta Solventnost II, koji će biti predmet detaljne analize u četvrtom delu rada.

⁹⁴ Vaughan, E.J., Vaughan, T.M. (2013). *Fundamentals of Risk and Insurance*, 11th Ed., Wiley, str. 2.

koje relativno veći ponder dodeljuju nepovoljnim u odnosu na povoljne ishode. Mere disperzije nisu adekvatne za donosioca odluka koji je posebno zainteresovan za konkretan deo, poput repa raspodele, naročito ako je svrha njihovog korišćenja određivanje zahtevanog kapitala za pokriće rizika. U slučaju veoma asimetričnih raspodela sa tzv. „teškim repom“,⁹⁵ primena mera statističke disperzije u svrhe merenja rizika praktično nije ni moguća, jer takve raspodele nemaju centralne momente bilo kog reda.⁹⁶ Pored toga, za razliku od mera kojima se uspostavlja direktna veza između mogućeg gubitka i verovatnoće njegove realizacije, sama vrednost mera statističke disperzije, poput varijanse, je apstraktna i nije sa lakoćom razumljiva.

Sa teorijskog aspekta posmatrano, mere disperzije ne zadovoljavaju obrazloženi koncept koherentnosti. Najpre, za proizvoljno $a \in \mathbb{R}$, jedna od osobina varijanse slučajne promenljive je:

$$\text{Var}(X + a) = \text{Var}(X). \quad (1.11)$$

Dakle, mere statističke disperzije su invarijantne u odnosu na pomake,⁹⁷ ne zadovoljavaju aksiom invarijantnosti u odnosu na translaciju, i kao takve nisu koherentne. Dalje, za međusobno nezavisne slučajne promenljive sa konačnim disperzijama, varijansa je aditivna, tj. za koeficijent korelacije $\rho(X, Y) = 0$ važi:

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y), \quad (1.12)$$

dok je za pozitivno korelisane promenljive ova mera čak i superaditivna, tj. za $\rho(X, Y) > 0$ važi:

$$\text{Var}(X + Y) > \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \quad (1.13)$$

i, samim tim, ne zadovoljava aksiom subaditivnosti. Sa druge strane, standardna devijacija je aditivna samo u slučaju perfektno pozitivno korelisanih promenljivih, dok u svim ostalim slučajevima važi:

$$\text{SD}(X + Y) < \text{SD}(X) + \text{SD}(Y). \quad (1.14)$$

Takođe, mere disperzije ne zadovoljavaju nužno aksiom monotonosti. Na primer, standardna devijacija poslovne linije koja, sa podjednakom verovatnoćom, donosi dobitak i gubitak od 100 novčanih jedinica jednaka je 141,41 novčanih jedinica, dok je standardna

⁹⁵ Pojam i osnovne vrste raspodela sa „lakim“ i raspodela sa „teškim“ repom, koje se koriste u oblasti neživotnih osiguranja, će biti predmet detaljnije analize u trećem delu rada.

⁹⁶ Tse, *op. cit.*, str. 341.

⁹⁷ Meyfredi, J.C. (2004). „History of the Risk Concept and Risk Modeling“. *EDHEC - Risk Publications*. Lille: EDHEC Risk and Asset Management Research Center, str. 6.

devijacija linije koja donosi siguran gubitak od 100 novčanih jedinica jednaka nuli. Iako je njena volatilitnost manja, poslovna linija kod koje nije moguć dobitak svakako ne može biti smatrana manje rizičnom u datoj situaciji. Usled navedenih nedostataka, potrebno je naći alternativne mere rizika, koje su primerenije oblasti osiguranja.

1.3.2.2. Vrednost pod rizikom

Iako prvobitno razvijen za svrhe merenja rizika finansijskih derivata, i od samog početka korišćen za potrebe merenja svih tipova finansijskih rizika od strane kreditnih institucija, koncept vrednosti pod rizikom (engl. *Value at Risk* - VaR)⁹⁸ je, u relativno kratkom vremenskom periodu, postao opšte prihvaćena mera rizika i u drugim oblastima, uključujući osiguranje. Popularnost ove mere rizika objašnjava se jednostavnošću njenog obračuna i intuitivnom razumljivošću značenja dobijene vrednosti.

Pri izabranom nivou poverenja (tolerancije) $p \in (0,1)$, vrednost pod rizikom (u oznaci $VaR_p(X)$) predstavlja kvantil (tačku na apscisnoj osi) raspodele verovatnoća iznad koje se nalazi $100(1-p)\%$ vrednosti date slučajne promenljive:

$$VaR_p(X) = Q_p(X) = \inf\{x | P(X \leq x) \geq p\} = \inf\{x | F_X(x) \geq p\}, \quad (1.15)$$

gde su:

X - proizvoljna slučajna promenljiva, čija je realizovana vrednost x ,

p - izabrani nivo poverenja,

$Q_p(X)$ - kvantilna funkcija, koja predstavlja vrednost pod rizikom,

$F_X(x) = P(X \leq x)$ - funkcija raspodele verovatnoća posmatrane slučajne promenljive.

Za najnepovoljnijih $100(1-p)\%$ ishoda slučajne promenljive, vrednost pod rizikom predstavlja najnižu vrednost.⁹⁹ Alternativno definisano, vrednost pod rizikom $VaR_p(X)$ je najveća vrednost slučajne promenljive X za koju je zadovoljen uslov:

$$VaR_p(X) = Q_p^+(X) = \sup\{x | P(X \leq x) \leq p\} = \sup\{x | F_X(x) \leq p\}.^{100} \quad (1.16)$$

⁹⁸ Ideja koja leži u osnovi koncepta vrednosti pod rizikom započela je, sporadično, da se primenjuje krajem '80-ih godina XX veka od strane krupnih finansijskih institucija, da bi zatim, zahvaljujući američkoj investicionoj banci *J.P. Morgan*, bila standardizovana i popularizovana na globalnom nivou.

⁹⁹ Tumačenje vrednosti pod rizikom uslovljeno je značenjem slučajne promenljive X u konkretnom slučaju. Ukoliko X označava varijablu čiji ishodi nisu nužno nepovoljni za osiguravajuću kompaniju, kao što je vrednost neto imovine, kvantil koji odgovara vrednosti pod rizikom nalaziće se pri levom repu raspodele, i predstavljaće najvišu vrednost za najnepovoljnijih $100p\%$ ishoda.

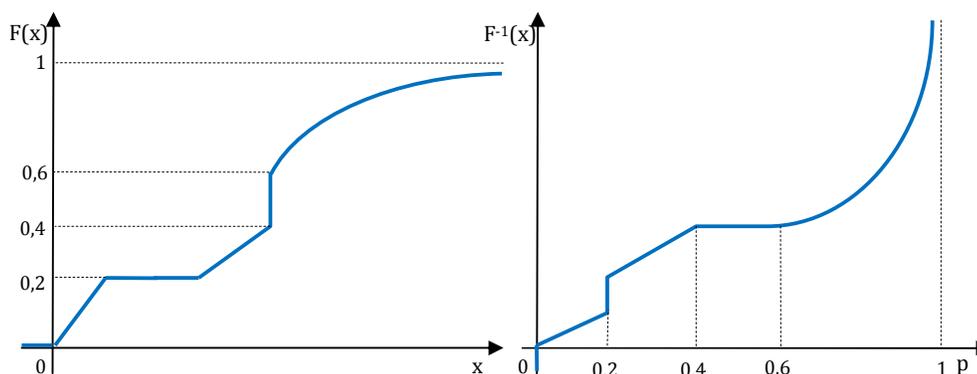
Očigledno da vrednost pod rizikom prozilazi iz relacija:

$$P(X \leq VaR_p) = p \quad \text{i} \quad P(X > VaR_p) = 1 - p. \quad (1.17)$$

Kvantilna funkcija $Q_p(X)$ može biti iskazana kao inverzna funkcija raspodele:

$$Q_p(X) = F_X^{-1}(p). \quad (1.18)$$

Dakle, $VaR_p(X)$ je ona vrednost argumenta x za koju je vrednost funkcije F_X jednaka p .¹⁰¹ Definisana na način: $F_X(x) = P(X \leq x)$, funkcija raspodele je neprekidna sa desne strane, dok je inverzna funkcija F_X^{-1} neprekidna sa leve strane. Kvantilna funkcija je monotono neopadajuća funkcija od p , koja ostvaruje skokove na nivoima p pri kojima funkcija F_X ima horizontalne segmente. Obrnuto, pri skokovima funkcije F_X , kvantilna funkcija je konstanta (videti grafikon 1.2).



Grafikon 1.2. Uporedni prikaz funkcije raspodele F_X i inverzne funkcije F_X^{-1}

Izvor: Adaptirano prema Kaas, R., Goovaerts, M., Dhaene, J., Denuit, M. (2008). *Modern Actuarial Risk Theory Using R*, 2nd Ed., Springer, str. 128.

Vrednost pod rizikom pokazuje maksimalni mogući gubitak, pri datom nivou statističke pouzdanosti p , i u datom vremenskom periodu T , kao parametrima koji karakterišu ovu meru rizika. U kontekstu utvrđivanja solventnosti osiguravača, vrednost pod rizikom se tumači kao minimalni iznos sredstava koji je potreban za obezbeđenje solventnosti sa verovatnoćom od najmanje $100p\%$ u vremenskom periodu T . Izbor vremenskog horizonta bi prvenstveno trebalo da uvaži ročnost preuzetih obaveza prema osiguranicima. U tom smislu, može biti korišćen period od jedne godine do ukupnog broja godina

¹⁰⁰ Vrednosti funkcija $Q_p(X)$ i $Q_p^+(X)$ mogu biti međusobno različite samo za one nivoe poverenja p koji odgovaraju horizontalnim segmentima funkcije F_X , ukoliko takvi segmenti postoje.

¹⁰¹ Za unapred datu verovatnoću, VaR pokazuje vrednost rizične varijable u datom vremenskom periodu. Inverzan koncept je verovatnoća propasti, koji za specificiranu vrednost rizične varijable (na primer, za nultu vrednost neto imovine osiguravača) pokazuje odgovarajuću verovatnoću.

potrebnog za izmirenje svih postojećih obaveza kompanije.¹⁰² Optimalan nivo poverenja zavisi od dužine vremenskog horizonta i stepena averzije prema riziku. Što je vremenski horizont duži, nivo poverenja će biti niži (tj. verovatnoća propasti će biti veća), pri fiksnom iznosu kapitala, odnosno, iznos zahtevanog kapitala će biti veći pri fiksnom nivou poverenja, i obrnuto. Osiguranicima i organu nadzora odgovara viši nivo poverenja koji, u datom vremenskom horizontu, rezultuje većim iznosom zahtevanog kapitala. Vlasnicima kompanije, sa druge strane, odgovara niži nivo poverenja, kako bi imali niže troškove kapitala, odnosno veći prinos od investiranja.

Pri određivanju solventnosnog kapitalnog zahteva, vrednost pod rizikom može biti iskazana na osnovu koncepta intervala poverenja, primenom aktuarskog „principa standardne devijacije“.¹⁰³ U date svrhe uvodi se faktor z_p :

$$z_p = \Phi^{-1}(p), \quad (1.19)$$

gde $\Phi(\cdot)$ označava funkciju raspodele promenljive sa standardnom (normiranom) normalnom raspodelom $\mathcal{N}(0,1)$. Za različite izabrane nivoe poverenja p , moguće je odrediti vrednosti faktora z_p primenom tablica standardne normalne raspodele. Ovaj faktor se dalje koristi za obračun vrednosti pod rizikom u odnosu na različite raspodele verovatnoća. Na primer, za slučajnu promenljivu X koja sledi normalnu raspodelu sa parametrima μ i σ^2 , tj. $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, odgovarajuća vrednost pod rizikom može biti iskazana u obliku:

$$VaR_p(X) = \mu + z_p \sigma. \quad (1.20)$$

Ukoliko je raspodela date promenljive log-normalna sa parametrima μ i σ^2 , tj. $X \sim \mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$, iz $\ln X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ proizilazi relacija:

$$VaR_p(X) = e^{\mu + z_p \sigma}. \quad (1.21)$$

Opštije, za proizvoljan tip raspodele rizične varijable X , princip standardne devijacije može biti zapisan u obliku:

¹⁰² Kočović, J., Mitrašević, M., Kočović, M., Jovović, M. (2011). „Problemi alokacije kapitala kompanija za neživotno osiguranje“. *Ekonomski horizonti*, Vol. 2, god. XIII, Kragujevac: Ekonomski fakultet, YUISSN: 1450-863X, str. 57.

¹⁰³ O principu standardne devijacije, kao jednom od osnovnih principa kalkulacije premije u oblasti neživotnih osiguranja, biće više reči u trećem delu rada.

¹⁰⁴ Denuit, M., Dhaene, J., Goovaerts, M., Kaas, R. (2005). *Actuarial Theory for Dependent Risks: Measures, Orders and Models*. Chichester: John Wiley & Sons, str. 97.

$$VaR_p(X) = \mu + k_p \sigma, \quad (1.22)$$

gde su:

- $VaR_p(X)$ - vrednost pod rizikom varijable X pri nivou poverenja $p \in (0,1)$,
 μ - očekivana vrednost varijable X ,
 σ - standardna devijacija varijable X ,
 k_p - faktor čija vrednost zavisi od izabranog nivoa poverenja p i oblika raspodele posmatrane rizične varijable.¹⁰⁵

Većem nivou poverenja, za istu raspodelu verovatnoća, odgovara veći faktor k_p . Slično, što je rep raspodele „teži“ u odnosu na normalnu, faktor k_p će, pri istom nivou poverenja, biti veći. Zahtevani kapital za pokriće rizika (C) može biti određen u vidu razlike vrednosti pod rizikom i očekivane vrednosti rizične varijable X :

$$C = VaR_p(X) - E(X) = \mu + k_p \sigma - \mu = k_p \sigma. \quad (1.23)$$

Pored primene u svrhe određivanja zahtevanog kapitala za pokriće različitih rizika, vrednost pod rizikom je korisna pri merenju performansi, alokaciji kapitala i određivanju limita rizika za kompaniju ili njene delove. Uprkos znatno široj zastupljenosti u kontekstu merenja rizika u odnosu na mere statističke disperzije, ovoj meri rizika se pripisuju izvesni nedostaci. Vrednost pod rizikom se svrstava u red tzv. „tačkastih“ mera rizika, koje su fokusirane na samo jednu tačku celokupne raspodele verovatnoća rizične varijable. Kao takva, ova mera ne pruža informaciju o načinu ponašanja repa, ili bilo kog drugog dela raspodele, koja takođe može biti relevantna za donosioca odluka. Drugim rečima, vrednost pod rizikom ukazuje samo na maksimalan gubitak ukoliko se ne desi „repni“ događaj, ali ne i na veličinu gubitka ukoliko se takav događaj zaista desi. Ovakvo ograničenje može biti delimično otklonjeno variranjem nivoa poverenja, i posledičnim razmatranjem većeg broja tačaka raspodele. Istovremeno, upravo potreba za određivanjem samo jedne tačke raspodele čini ovu meru rizika primenljivom na nivou celokupnog sektora osiguranja, i samim tim, favorizovanom od strane regulatornog organa.

¹⁰⁵ Za transformaciju kvantila proizvoljne, pozitivno asimetrične raspodele u odgovarajući kvantil standardne normalne raspodele može biti primenjena tzv. *Normal Power* (NP) aproksimacija. Tada je $VaR_p(X) = \mu + k'_p \sigma$, gde je $k'_p = z_p + \frac{\gamma_1(X)}{6}(z_p^2 - 1)$, a $\gamma_1(X) > 0$ je koeficijent asimetrije raspodele promenljive X . Šire videti u: Sandström, A. (2007a). „Solvency II: Calibration for skewness“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007(2), str. 129-134.

Poput mera statističke disperzije, vrednost pod rizikom takođe nije koherentna mera rizika. Njena primena može biti u suprotnosti sa principom diverzifikacije rizika, čime se narušava aksiom subaditivnosti. Pošto oblik repa raspodele ne utiče na ovu meru rizika, njena vrednost na nivou portfelja može biti veća od sume vrednosti pod rizikom izračunatih za pojedine delove tog portfelja, pri istom nivou poverenja.¹⁰⁶ Vrednost pod rizikom zadovoljava sve aksiome koncepta koherentnosti samo u slučaju raspodela verovatnoće koje su eliptičnog oblika, pri nivoima poverenja $p > 0,50$.¹⁰⁷ U izvesnim okolnostima, vrednost pod rizikom potcenjuje (ili precenjuje) izloženost rizicima, rezultujući nedovoljno (ili isuviše) konzervativnim iznosima zahtevanog kapitala. Takav je slučaj sa agregiranjem kapitalnih zahteva u okviru tzv. formule kvadratnog korena (o kojoj će biti više reči u nastavku rada), koji su utvrđeni na bazi asimetričnih raspodela odnosnih rizičnih varijabli.¹⁰⁸ Pri umereno visokom nivou poverenja (od 65%, na primer), vrednost pod rizikom za raspodelu koja je veoma asimetrična udesno može biti čak i niža od očekivane vrednosti, dajući nelogičan rezultat u vidu negativnog kapitalnog zahteva.¹⁰⁹

1.3.2.3. Uslovna vrednost pod rizikom

Za razliku od mera čije vrednosti odražavaju celokupnu raspodelu verovatnoća slučajne promenljive (poput standardne devijacije), ili samo jednu tačku te raspodele (poput vrednosti pod rizikom), posebna familija tzv. mera očekivanog prekoračenja odražava prosek svih vrednosti promenljive kojima je prekoračena izabrana referentna vrednost. Dakle, fokus mera očekivanog prekoračenja je na repu raspodele promenljive. Različite mere očekivanog prekoračenja se međusobno razlikuju prema načinu definisanja referentne vrednosti i prikladnosti za slučajne promenljive diskretnog ili apsolutno neprekidnog tipa.

U cilju zadovoljenja koncepta koherentnosti, Rockafellar i Uryasev (2000) su formalno definisali uslovnu vrednost pod rizikom (engl. *Conditional Value at Risk* - CVaR), kao alternativnu meru rizika u odnosu na vrednost pod rizikom. Pri izabranom nivou poverenja $p \in (0,1)$, uslovna vrednost pod rizikom, koja se takođe označava i „repnom“ vrednošću pod rizikom (engl. *Tail Value at Risk* - TVaR), u oznaci $TVaR_p(X)$, predstavlja aritmetički

¹⁰⁶ Rockafellar, R.T., Uryasev, S.(2000). „Optimization of conditional value-at-risk“. *Journal of Risk*, 2(3),str. 22.

¹⁰⁷ Artzner *et al.*, *op. cit.*, str. 217.

¹⁰⁸ Sandström (2007a), *op. cit.*, str. 133.

¹⁰⁹ IAA (2009), *op. cit.*, str. 167.

prosek za $100(1-p)\%$ najnepovoljnijih ishoda (tj. vrednosti pod rizikom) slučajne promenljive X :

$$TVaR_p(X) = \frac{1}{1-p} \int_p^1 Q_q(X) dq = \frac{1}{1-p} \int_p^1 F_X^{-1}(q) dq = \frac{1}{1-p} VaR_q(X) dq, \quad (1.24)$$

gde su, u skladu sa prethodno uvedenom notacijom:

- X - proizvoljna slučajna promenljiva, čija je realizovana vrednost x ,
- p - izabrani nivo poverenja,
- $F_X(x) = P(X \leq x)$ - funkcija raspodele verovatnoća slučajne promenljive X ,
- $Q_q(X) = F_X^{-1}(q) = VaR_q(X)$ - kvantilna funkcija, odnosno vrednost pod rizikom slučajne promenljive X pri nivou poverenja q .

Familiji mera očekivanog prekoračenja takođe pripadaju i mere rizika poput: uslovnog repnog očekivanja, očekivanog manjka i očekivanog deficita za osiguranike. Uslovno repno očekivanje (engl. *Conditional Tail Expectation* - CTE), u oznaci $CTE_p(X)$, predstavlja uslovno matematičko očekivanje u odnosu na događaj da vrednost slučajne promenljive X prekorači kvantil koji odgovara vrednosti pod rizikom $VaR_p(X)$ za izabrani nivo poverenja $p \in (0,1)$:

$$CTE_p(X) = E(X | X > VaR_p(X)) = \frac{\int_{VaR_p(X)}^{\infty} x f_X(x) dx}{P(X > VaR_p(X))}, \quad (1.25)$$

gde su:

- X - proizvoljna slučajna promenljiva, čija je realizovana vrednost x ,
- p - izabrani nivo poverenja,
- $VaR_p(X)$ - vrednost pod rizikom promenljive X pri nivou poverenja p ,
- $f_X(x)$ - funkcija gustine slučajne promenljive X .

Dakle, u pitanju je očekivana vrednost za $100(1-p)\%$ najnepovoljnijih ishoda promenljive, pod uslovom prekoračenja vrednosti pod rizikom.¹¹⁰ Ukoliko je funkcija raspodele F_X apsolutno neprekidna, uslovna vrednost pod rizikom i uslovno repno očekivanje su međusobno jednake veličine, tj važi: $TVaR_p(X) = CTE_p(X)$. Slična mera rizika

¹¹⁰ Ukoliko X označava slučajnu promenljivu poput neto imovine kompanije, uslovno repno očekivanje vezuje se za levi rep raspodele i definiše na način: $CTE_p(X) = E(X | X < VaR_p(X)) = \frac{\int_{-\infty}^{VaR_p(X)} x f_X(x) dx}{P(X < VaR_p(X))}$.

je očekivani manjak (engl. *Expected Shortfall* - ES), u oznaci $ES_p(VaR_p(X))$, koja je, na nivou poverenja $p \in (0,1)$, definisana u vidu očekivane vrednosti:

$$ES_p(VaR_p(X)) = E(X - VaR_p(X)). \quad (1.26)$$

Ponderisanjem razlike između vrednosti pod rizikom $VaR_p(X)$ i repne vrednosti pod rizikom $TVaR_p(X)$ verovatnoćom $(1-p)$, dobija se tzv. očekivani deficit za osiguranike (engl. *Expected Policyholder Deficit* - EPD), u oznaci $EPD_p(X)$:

$$EPD_p(X) = (1-p) \cdot (TVaR_p(X) - VaR_p(X)), \quad (1.27)$$

koji može biti interpretiran kao očekivana vrednost gubitaka koji ne mogu biti fundirani kapitalom osiguravača (determinisanim vrednošću pod rizikom), pri nivou poverenja p .¹¹¹ Radi pojednostavljenja obračuna, uslovna vrednost pod rizikom može biti predstavljena u vidu linearne kombinacije vrednosti pod rizikom $Q_p(X) = VaR_p(X)$ i odgovarajućeg očekivanog manjka $ES_p(VaR_p(X))$, pri izabranom nivou poverenja p :

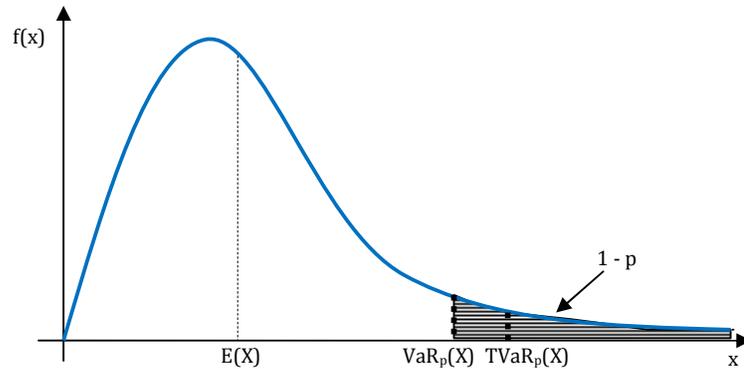
$$TVaR_p(X) = Q_p(X) + \frac{1}{1-p} E(X - Q_p(X)) = VaR_p(X) + \frac{1}{1-p} ES_p(VaR_p(X)). \quad (1.28)$$

Važno je imati u vidu da je, među navedenim merama očekivanog prekoračenja, uslovna vrednost pod rizikom jedina koherenta mera rizika, jer zadovoljava aksiom subaditivnosti i u slučaju raspodela koje nisu neprekidne svuda.¹¹² Za slučajnu promenljivu X , čiji su ishodi nepovoljni za osiguravajuću kompaniju (poput isplata šteta), uslovna vrednost pod rizikom je, po definiciji, veća ili jednaka od vrednosti pod rizikom za isti nivo poverenja p (videti grafikon 1.3).¹¹³ Na primer, za 10.000 simuliranih ishoda i pri nivou poverenja od 99,5%, VaR predstavlja najmanju, a TVaR prosečnu vrednost za 50 najnepovoljnijih ishoda (gubitaka). Obrnuto, kapitalni zahtev koji je dobijen primenom vrednosti pod rizikom može biti u istom iznosu dobijen primenom uslovne vrednosti pod rizikom, ali pri relativno nižem nivou poverenja.

¹¹¹ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 210.

¹¹² O dokazu šire videti u: Dhaene *et al.* (2004), *op. cit.*, str. 15-16. Najgore repno očekivanje (engl. *Worst Conditional Expectation* - WTE), kao još jedna od mera očekivanog prekoračenja, je uvek koherentna mera rizika, ali značajna samo u teorijskim okvirima, s obzirom da njeno izračunavanje zahteva poznavanje celokupnog prostora verovatnoća kome pripadaju posmatrane varijable.

¹¹³ Ako je X promenljiva čiji ishodi mogu biti povoljni i nepovoljni (kao što je neto imovina osiguravača), važi obrnuto, tj. $TVaR_p(X) < VaR_p(X)$, jer se obe veličine definišu u odnosu na levi rep raspodele.



Grafikon 1.3. Odnos vrednosti pod rizikom (VaR) i „repne“ vrednosti pod rizikom ($TVaR$)

Izvor: EIOPC (2006). „Choice of a risk measure for supervisory purposes: possible amendments to the Framework for Consultation“. *MARKT/2534/06-EN*, Brussels: European Commission, str. 8.

Poput vrednosti pod rizikom, uslovna vrednost pod rizikom takođe može biti iskazana pomoću principa standardne devijacije u cilju definisanja kapitalnog zahteva. Pod pretpostavkom normalnosti rizične varijable X , tj. ako je $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, koristeći osobinu „odsečene“ normalne raspodele:

$$E(X|X > \alpha) = \mu + \sigma \frac{\phi\left(\frac{\alpha - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\alpha - \mu}{\sigma}\right)}, \quad (1.29)$$

gde je α konstanta, a $\phi(\cdot)$ i $\Phi(\cdot)$ su funkcija gustine i funkcija raspodele promenljive sa standardnom normalnom raspodelom, respektivno, moguće je zapisati:

$$TVaR_p(X) = \mu + k_p^* \sigma, \quad (1.30)$$

pri čemu je:

$$k_p^* = \frac{\phi(\cdot)}{1 - \Phi(\cdot)}. \quad (1.31)$$

Faktor k_p^* predstavlja funkciju intenziteta (hazardnu stopu), odnosno, inverznu vrednost *Mills*-ovog racija, čije vrednosti, za različite nivoe poverenja, mogu biti određene na osnovu odgovarajućih statističkih tablica.¹¹⁴ Zahtevani kapital za pokriće rizika (C) odgovara odstupanju repne vrednosti pod rizikom od očekivane vrednosti rizične varijable:

¹¹⁴ Analogno vrednosti pod rizikom, za situaciju u kojoj promenljiva X nije normalno raspodeljena, Sandström (2007a) predlaže *Normal Power* (NP) aproksimaciju repne vrednosti pod rizikom, uzimajući da je $TVaR_p(X) = \mu + k'_p \sigma$, gde je $k'_p = k_p^* \left(1 + \frac{\gamma_1(X)}{6} z_p^3\right)$, za koeficijent asimetrije $\gamma_1(X) > 0$.

$$C = TVaR_p(X) - E(X) = \mu + k_p^* \sigma - \mu = k_p^* \sigma. \quad (1.32)$$

Uslovna vrednost pod rizikom odražava ne samo verovatnoću gubitka, već i njegov očekivani intenzitet iznad izabranog kvantila. Navedena karakteristika je važna upravo sa aspekta neživotnih osiguranja, kojima su svojstvene asimetrične raspodele rizičnih varijabli. Data mera rizika je pogodna prvenstveno za poslovne linije koje su podložne katastrofalnim štetama, kao posledicama događaja niske frekvencije i visoke gubitnosti, koje VaR ne prepoznaje.

Međutim, uprkos nesumnjivim prednostima uslovne vrednosti pod rizikom, nije postignut apsolutan koncenzus u pogledu opravdanosti njene primene. Najpre, repna vrednost pod rizikom pruža samo informaciju o mogućim direktnim, ali ne i o indirektnim troškovima nesolventnosti osiguravača, koji mogu biti značajni sa aspekta celokupne nacionalne ekonomije.¹¹⁵ Dalje, ovakva mera rizika je znatno zahtevnija u pogledu potrebnih podataka i stručnosti u odnosu na VaR. Detaljne informacije o „repu“ raspodele verovatnoća obično nisu raspoložive, što uslovljava uvođenje dodatnih subjektivnih pretpostavki u cilju sprovođenja kompjuterskih simulacija ekstremnih događaja, čime se povećava greška modeliranja. Dok vrednost pod rizikom uvek postoji, uslovna vrednost pod rizikom ne mora biti definisana u svakoj situaciji. *Yamai* i *Yoshida* (2002) pokazuju da, što su repovi raspodele posmatrane promenljive teži, greška ocenjivanja TVaR je utoliko veća u odnosu na grešku ocenjivanja VaR. Ukoliko data raspodela može biti aproksimirana normalnom, standardne greške ocenjivanja dve mere rizika su na približno istom nivou. Kod raspodela sa teškim repom, međutim, verovatnoća realizacije veoma velikog ishoda (npr. katastrofalne štete) nije zanemarljiva. Stoga se navedeni rezultat objašnjava činjenicom da je mera TVaR visoko osetljiva u odnosu na to da li je u raspoloživom uzorku sadržana opservacija ekstremne vrednosti, čija je verovatnoća veća što je rep raspodele teži. Sa druge strane, vrednost pod rizikom nije pod uticajem ostvarenja ekstremnih ishoda, usled čega se greška njene ocene u znatno manjoj meri povećava sa udaljavanjem date raspodele od normalne. Posledično, za isti nivo preciznosti ocene uslovne vrednosti pod rizikom, potreban je veći obim uzorka u odnosu na vrednost pod rizikom.

Koncept koherentnosti, kao pokušaj univerzalne formulacije složene prirode rizika, vodi ka veoma restriktivnom skupu mera rizika, koje su lako podložne različitim matematičkim operacijama, ali ne i praktičnoj primeni. Uprkos insistiranju mnogih autora

¹¹⁵ Doff (2008), *op. cit.*, str. 201.

na striktnom poštovanju njegovih aksioma, čak i proglašavanju onih mera koje nisu koherentne beskorisnim, neosetljivim na rizike i opasnim,¹¹⁶ realnost ipak upućuje na prisustvo velikog jaza između teorije i prakse merenja rizika. Može se zaključiti da je izbor konkretne mere rizika pre determinisan svrhom i relativnom kompleksnošću njenog obračuna, nego unapred definisanim aksiomima.

Različite mere rizika odgovaraju interesima različitih stejkholdera osiguravajuće kompanije. Kvantilne mere rizika, kao što je VaR, pogodne su za vlasnike i menadžment kompanije, čija je primarna briga izbegavanje nesolventnosti, dok je veličina manjka sredstava u odnosu na obaveze, ukoliko se nesolventnost desi, od sekundarnog značaja.¹¹⁷ Za njih su, takođe, relevantne mere statističke disperzije, kojima se u približno jednakoj meri uvažavaju nepovoljni i povoljni ishodi rizične varijable. Sa druge strane, mera poput uslovne vrednosti pod rizikom ima relativno veći značaj za osiguranike i organe nadzora, koji su zainteresovani ne samo za frekvenciju, već i za intenzitet propasti kompanije. Za nadzorni organ je, istovremeno, poželjna nedvosmislena mera rizika, koja može na konzistentan način biti primenjena na celokupnom tržištu osiguranja. Usavršavanje mera rizika sa teorijskog aspekta istovremeno je praćeno usložnjavanjem njihovog obračuna i interpretacije. I pored razvoja sofisticiranih varijanti mera očekivanog prekoračenja, vrednost pod rizikom i dalje predstavlja dominantno korišćenu meru rizika, upravo zahvaljujući uspostavljanju ravnoteže između zahteva teorije i prakse. Ipak, svrsishodnost ove mere dolazi do izražaja samo pod pretpostavkom poznavanja njenih nedostataka i prihvatanja vrednosti pod rizikom kao grube procene rizika, a ne kao egzaktno veličine.

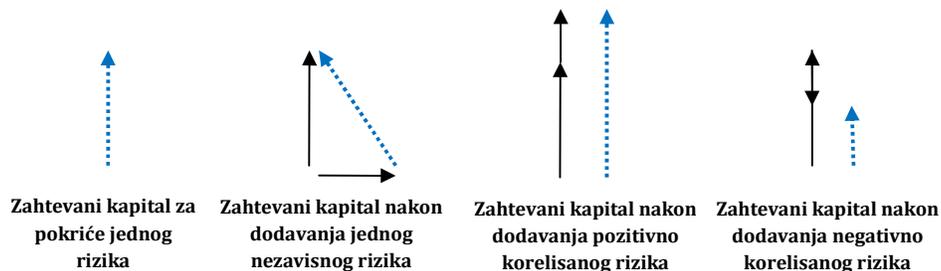
1.3.3. Merenje međusobne zavisnosti rizika

Obračun solventnosnih kapitalnih zahteva može biti sproveden na nivou pojedinih tipova rizika, kategorija rizika i/ili linija poslovanja osiguravača. Ocena solventnosti podrazumeva agregiranje dobijenih iznosa u cilju određivanja zahtevanog kapitala na nivou kompanije kao celine. Pri kombinovanju izračunatih iznosa kapitala na svakom višem nivou, potrebno je uvažiti efekte međusobne (ne)zavisnosti, odnosno diverzifikacije i koncentracije rizika.¹¹⁸

¹¹⁶ Acerbi, C., Tasche, D. (2001). „Expected Shortfall: a natural coherent alternative to Value at Risk“. *Working Paper*. TU- München, (preuzeto 28.02.2012. sa: <http://www.bis.org/bcbs/ca/asertacs.pdf>), str. 2.

¹¹⁷ Kočović *et al.* (2011), *op. cit.*, str. 58.

¹¹⁸ Efekti diverzifikacije/koncentracije rizika se, preciznije, mogu ispoljiti na nivou poslovnih linija, između pojedinih tipova rizika (npr. između rizika premije i rizika rezervi za štete); na nivou kategorija rizika, između



Grafikon 1.4. *Zahtevani kapital kao funkcija rizika*

Izvor: Booth, P., Chadburn, C., Haberman, S., James, D., Khorasanez, Z., Plumb, R.H., Rickayzen, B. (2005). *Modern Actuarial Theory and Practice*, 2nd Ed., Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 411.

Interakciju dva ili više rizika indiciraju njihova opšte poznata i očigledna veza, ili odgovarajući podaci iz prošlosti, shodno čemu se razlikuju strukturna i empirijska zavisnost rizika. Strukturna zavisnost rizika obično podrazumeva da jedna varijabla ili događaj utiče na više rizika istovremeno (npr. inflacija utiče na iznose šteta i troškova svih poslovnih linija u istom smeru, dok pad smrtnosti utiče na obaveze po osnovu osiguranja života za slučaj smrti i za slučaj doživljenja u suprotnim smerovima). Pored toga, raspoloživi podaci mogu ukazivati na prisustvo zavisnosti između pojedinih tipova rizika koja nije uvek logična i objašnjiva, što čini utoliko većim problem modeliranja empirijske, u odnosu na strukturnu, zavisnost rizika. Ukoliko je zavisnost između rizika linearna, rizici su međusobno korelisani. Pozitivna korelacija rezultuje većim, a negativna korelacija manjim solventnosnim kapitalnim zahtevom za pokriće kombinovanog delovanja rizika, u odnosu na situaciju njihove međusobne nezavisnosti (videti grafikon 1.4).

Efekat diverzifikacije rizika postoji ukoliko među rizicima nije prisutna perfektna pozitivna korelacija. Za slučajan vektor (X_1, X_2, \dots, X_n) n -dimenzionalne normalne raspodele, takav da za svaki $k \in \{1, 2, \dots, n\}$ važi $E(X_k^2) < +\infty$, kovarijaciona matrica Σ , čiji su elementi kovarijanse, može biti predstavljena u obliku:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} Cov(X_1, X_1) & Cov(X_1, X_2) & \dots & Cov(X_1, X_n) \\ Cov(X_2, X_1) & Cov(X_2, X_2) & \dots & Cov(X_2, X_n) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Cov(X_n, X_1) & Cov(X_n, X_2) & \dots & Cov(X_n, X_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{1,2}\sigma_1\sigma_2 & \dots & \rho_{1,n}\sigma_1\sigma_n \\ \rho_{1,2}\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 & \dots & \rho_{2,n}\sigma_2\sigma_n \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{1,n}\sigma_1\sigma_n & \rho_{2,n}\sigma_2\sigma_n & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (1.33)$$

pojedinih linija poslovanja ili vidova imovine (npr. između kasko osiguranja motornih vozila i osiguranja od autoodgovornosti) i na nivou osiguravajuće kompanije, između pojedinih kategorija rizika (npr. između rizika osiguranja i operativnih rizika). Pored toga, diverzifikacija/koncentracija rizika može biti ostvarena i na nivou osiguravajuće grupe ili finansijskog konglomerata, između pojedinih poslovnih jedinica, ali i geografskih područja poslovanja, što nije predmet razmatranja datog rada.

gde su:

$Cov(X_i, X_j)$ - kovarijansa između i -te i j -te rizične varijable,

σ_i^2 - varijansa i -te rizične varijable,

σ_i - standardna devijacija i -te rizične varijable,

$\rho_{i,j}$ - koeficijent linearne korelacije između i -te i j -te rizične varijable.

Kao što je prethodno obrazloženo, na osnovu principa standardne devijacije, agregatni kapitalni zahtev C može biti prikazan u skladu sa obrascima 1.23, odnosno 1.32, u obliku:

$$C = \mu + k_p \sigma - \mu = k_p \sigma,$$

pri čemu vrednost faktora k_p , u opštem slučaju, zavisi od izabranog nivoa poverenja $p \in (0,1)$, pretpostavljenog oblika agregatne raspodele verovatnoća višedimenzionalne promenljive (X_1, X_2, \dots, X_n) kojom se aproksimira izloženost rizicima i izabrane mere rizika (vrednosti pod rizikom ili repne vrednosti pod rizikom), i gde su parametri μ i σ određeni na sledeći način:

$$\mu = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n) = \sum_{i=1}^n \mu_i, \quad (1.34)$$

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j=1}^n \text{Cov}(X_i, X_j)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j}, \quad (1.35)$$

za rizične varijable X_1, X_2, \dots, X_n . Agregatni kapitalni zahtev može biti prikazan u obliku:

$$C = k_p \sigma = k_p \sqrt{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j}. \quad (1.36)$$

Princip standardne devijacije može biti primenjen i na nivou individualnih poslovnih linija (rizika). Na primer, zahtevani kapital i -te linije (rizika) određuje se u vidu razlike vrednosti pod rizikom (za izabrani nivo poverenja p) i očekivane vrednosti odgovarajuće varijable X_i koja prezentuje izloženost riziku: $C_i = \mu_i + k_{p,i} \sigma_i - \mu_i = k_{p,i} \sigma_i$. Posledično, izraz (1.36) može biti zapisan u alternativnom obliku, na osnovu tzv. formule kvadratnog korena:

$$C = \sqrt{\sum_{i=1}^n C_i^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} C_i C_j} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} C_i C_j}, \quad (1.37)$$

gde su:

- C - agregatni kapitalni zahtev,
 C_i - izračunati kapitalni zahtev i -te linije poslovanja (rizika),
 $\rho_{i,j}$ - koeficijent korelacije između i -te i j -te poslovne linije (rizika).

Pri perfektnoj pozitivnoj korelisanosti svih linija (rizika), koeficijenti korelacije izjednačavaju se sa jedinicom, tj. $\rho_{i,j} = 1, \forall i, j$, a ukupan kapitalni zahtev sa prostim zbirom pojedinačnih kapitalnih zahteva:

$$C = \sqrt{\sum_{i=1}^n C_i^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_j^n C_i C_j} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n C_i C_j} = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^n C_i\right)^2} = \sum_{i=1}^n C_i. \quad (1.38)$$

U slučaju međusobno nezavisnih poslovnih linija (rizika), koeficijenti korelacije se izjednačavaju sa nulom, tj. $\rho_{i,j} = 0, \forall i \neq j$, usled čega je ukupan kapitalni zahtev jednak:

$$C = \sqrt{\sum_{i=1}^n C_i^2}. \quad (1.39)$$

Negativna korelisanost poslovnih linija (rizika) u osiguranju je retkost, i ako ona postoji, uobičajen je konzervativni pristup kojim se date kategorije tretiraju kao međusobno nezavisne pri obračunu solventnosnog kapitalnog zahteva. U slučaju poslovnih linija neživotnog osiguranja, preporuka Međunarodne asocijacije aktuara (IAA) je da međusobni koeficijenti korelacije ne budu manji od 0,25, odnosno od 0,50 ukoliko su u pitanju linije dugog repa.¹¹⁹ Naime, čak iako se posmatrane rizične varijable mogu smatrati međusobno nezavisnim, njihove marginalne raspodele mogu značajno odstupati od normalne raspodele, biti nepoznatog oblika, ili varirati između entiteta i u toku vremena. U cilju izbegavanja sistematske potcenjenosti kombinovanih rizika, preporučuje se izbor koeficijenata korelacije koji su pozitivni. Dakle, pretpostavke o potpunoj linearnoj pozitivnoj zavisnosti, odnosno potpunoj nezavisnosti rizika u praksi određuju gornju i donju granicu ukupnog iznosa kapitala koji je potreban za njihovo pokriće. Ipak, da bi zahtevani kapital bio realno određen, potrebne su preciznije mere linearnih (i drugih oblika) zavisnosti između posmatranih rizičnih varijabli.

Subaditivnost, kao jedan od aksioma koncepta koherentnosti, odražava principe moderne teorije portfelja, jer će subaditivna mera rizika uvek biti niža za diverzifikovani u odnosu na nediverzifikovani portfelj. Ukupan rizik portfelja će biti jednak sumi rizika njegovih delova samo u slučaju njihove perfektne pozitivne korelisanosti. Dakle, efekat

¹¹⁹ IAA (2004), *op. cit.*, str. 51.

diverzifikacije rizika se, po pravilu, ogleda u smanjenju ukupnog rizika i zahtevanog iznosa kapitala za njegovo pokriće. Međutim, u slučaju mera rizika koje ne zadovoljavaju aksiom subaditivnosti, ukupni zahtevani kapital može biti čak i veći od sume zahtevanih iznosa kapitala na ime pokrića međusobno nezavisnih kategorija rizika. Kao što je već naglašeno, vrednost pod rizikom nije subaditivna mera rizika, i kao takva ne uvažava efekte diverzifikacije rizika. Ipak, moguće je izdvojiti više argumenata kojima se objašnjava činjenica da, iako nije koherentna, vrednost pod rizikom opravdava svojstvo najčešće korišćene mere rizika.

Dokazujući da VaR, u stvari, predstavlja koherentnu meru rizika u najvećem broju praktičnih primena, *Danielsson et al.* (2005) smatraju da aksiom subaditivnosti nije dovoljan razlog za primenu komplikovanije mere rizika. Čak i u slučaju da zajednička raspodela promenljivih ima teške repove, VaR zadovoljava aksiom subaditivnosti u domenu repa raspodele, dok god nisu u pitanju tzv. „super“ teški repovi (kao u slučaju promenljivih za koje prvi momenat nije definisan). *Wang i Koskinen* (2009) naglašavaju da su upravo repovi raspodele u fokusu merenja rizika, pa samim tim nije razumno kritikovati VaR zbog činjenice da u središnjem delu raspodele može biti narušena subaditivnost pri korišćenju ove mere rizika. Dakle, konflikt između principa diverzifikacije rizika i vrednosti pod rizikom je prisutan u znatno manjoj meri nego što se često ističe. Ukoliko su u pitanju raspodele sa ekstremno teškim repovima, uvažavanje diverzifikacije rizika obično nije ni poželjno, usled čega nekoherentnost vrednosti pod rizikom čak ni u takvim situacijama nije problematična.¹²⁰

Istovremeno, *Dhaene et al.* (2003) ističu da nametanje kriterijuma subaditivnosti, u slučaju međusobno zavisnih rizika, nije u skladu sa principima dobre poslovne prakse i intrističnom prirodom osiguranja. Opravdanost ovog kriterijuma prevashodno zavisi od raspoloživosti informacija o međusobnim odnosima posmatranih rizika. Polazeći od zakona velikih brojeva, kao matematičko - statističke osnove osiguranja, zahtev za zadovoljenjem aksioma subaditivnosti u uslovima međusobno nezavisnih rizika je sasvim legitiman. Međutim, *a priori* prihvatanje subaditivnosti proizvoljnih rizika automatski znači podjednako tretiranje kombinovanog delovanja perfektno negativno korelisanih, nezavisnih i perfektno pozitivno korelisanih rizika što, samo po sebi, nije logično. Slično, *Kaas et al.*

¹²⁰ Wang, M., Koskinen, L. (2009). „Various Faces of Risk Measures: Internal Model’s Perspective“. 39th *ASTIN Colloquium*. Helsinki 2009, International Actuarial Association, str. 14.

(2008) naglašavaju da zahtev za subaditivnošću mere rizika ima smisla na onim tržištima na kojima je uvek moguće diverzifikovati rizike, što sa osiguranjem nije slučaj.

U kontekstu evaluacije solventnosti osiguravača, za slučajnu promenljivu X , koja prezentuje izloženost određenom riziku, razlika $X - \rho(X)$ predstavlja manjak raspoloživog kapitala $\rho(X)$ za pokriće tog rizika. Moguće je dokazati da, pri korišćenju mere rizika $\rho(X)$ koja je subaditivna, ovaj manjak, i samim tim, rizik nesolventnosti, može biti veći na nivou portfelja nego na nivou njegovih pojedinačnih delova. Na primer, hipotetička osiguravajuća kompanija može obuhvatati dve poslovne linije, kojima odgovaraju slučajne promenljive X_1 i X_2 , odnosno mere rizika $\rho(X_1)$ i $\rho(X_2)$, respektivno. Iz subaditivnosti mere rizika $\rho(X)$ proizilazi:

$$X_1 + X_2 - \rho(X_1 + X_2) \geq X_1 + X_2 - \rho(X_1) - \rho(X_2). \quad (1.40)$$

Samim tim, za neke realizovane vrednosti x_1 i x_2 može važiti:

$$x_1 + x_2 - \rho(X_1 + X_2) > (x_1 - \rho(X_1)) + (x_2 - \rho(X_2)). \quad (1.41)$$

Posledično, subaditivnost mere rizika, preko smanjenja zahtevanog kapitala, može dovesti do povećanja rizičnosti na nivou portfelja, i stoga bi trebalo da bude ograničena samo na one rizike koji su međusobno negativno korelisani.¹²¹ Dalje, već je pokazano da je varijansa subaditivna samo u slučaju međusobno nezavisnih i negativno korelisanih rizika, dok standardna devijacija uvek zadovoljava aksiom subaditivnosti. Činjenica da ove dve mere na identičan način rangiraju rizike, a da pri tome imaju različite karakteristike u pogledu subaditivnosti, dodatno dovodi u pitanje opravdanost insistiranja na koherentnim merama rizika.

Osnovni nedostatak obrazloženog načina merenja međusobne zavisnosti rizika pri agregiranju kapitalnih zahteva (primenom obrazaca 1.36 i 1.37) ogleda se u implicitnoj pretpostavci o normalnoj raspodeli n -dimenzionalne slučajne promenljive (X_1, X_2, \dots, X_n) . Ukoliko takva pretpostavka nije ispunjena, formula kvadratnog korena, u najvećem broju slučajeva, potcenjuje ukupan rizik (i odgovarajući agregatni kapitalni zahtev), čak i pri međusobnoj nezavisnosti rizičnih varijabli.¹²² Takođe, pri kombinovanju marginalnih raspodela različitih rizika, pokazatelji linearne zavisnosti, zasnovani na pretpostavci o normalnosti (poput koeficijenta korelacije), nisu reprezentativni za interakcije repova

¹²¹ Dhaene, J., Laeven, R.J., Vanduffel, S., Darkiewicz, G., Goovaerts, M.J. (2008). „Can a Coherent Risk Measure Be Too Subadditive?“, *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 75, no.2, str. 378.

¹²² Pfeifer, D., Strassburger, D. (2008). „Solvency II: stability problems with the SCR aggregation formula“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2008(1), str. 62.

raspodela. Čak i ako su marginalne i agregatna raspodela simetrične, međusobna nekorelisanost rizičnih varijabli svakako ne podrazumeva njihovu međusobnu nezavisnost. Navedeni nedostaci utoliko više dolaze do izražaja pri relativnoj izloženosti rizicima koja je veća od uobičajene, tj. u slučaju kada je prisutna koncentracija rizika.

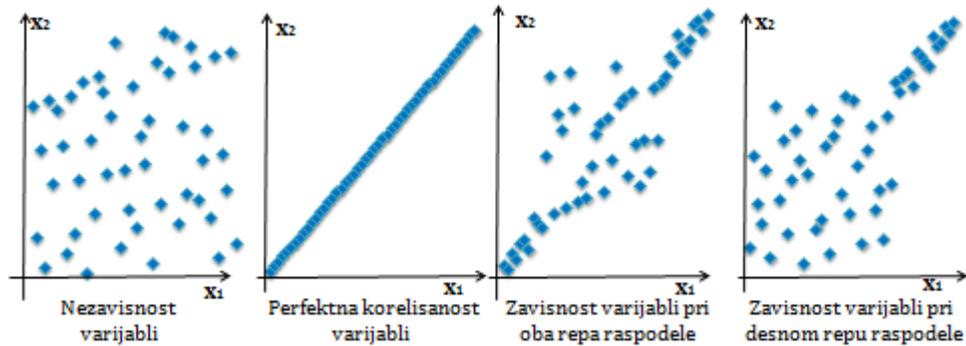
Koncentracija (akumulacija) rizika osiguranja postoji u situaciji kada jedan štetni događaj inicira simultano nastupanje obaveza osiguravača po velikom broju različitih osiguravajućih pokrića. U uslovima koncentracije rizika, osiguravač se izlaže potencijalnim gubicima koji su dovoljno veliki da ugroze njegovo finansijsko zdravlje i sposobnost obavljanja redovne delatnosti.¹²³ Nasuprot diverzifikaciji, koncentracija rizika utiče na povećanje visine solventnosnog kapitalnog zahteva. Ukoliko je, na primer, na jednom geografskom području osiguran veliki broj objekata (n), sa istom osiguranom sumom X , ukupan kapitalni zahtev, iskazan merom rizika $\rho(X)$, može biti realno veći od sume pojedinačnih zahteva, tj. može važiti: $\rho(nX) \geq n\rho(X)$, što je protivno aksiomu subaditivnosti, i samim tim, i konceptu koherentnosti rizika.¹²⁴

Do koncentracije rizika dolazi usled dejstva prirodnih sila (u slučajevima prirodnih nepogoda, kao što su oluje, poplave, zemljotresi), ljudskog faktora (npr. u slučaju terorističkih napada) ili ekonomskih uzroka (u uslovima ekonomske krize, na primer, rastu štete u različitim vidovima osiguranja, kao što su osiguranje imovine od krađe, osiguranje finansijskih gubitaka, osiguranje kredita i jemstva, kao i štete špekulativne prirode). Izloženost osiguravača posledicama koncentracije rizika osiguranja je utoliko veća ukoliko je u portfelju prisutan veći broj polisa koje se odnose na istog osiguranika, polisa grupnog osiguranja (npr. članova porodice, zaposlenih u jednom preduzeću, i sl.), kao i ukoliko je manja geografska disperzija osiguranih objekata.

Pri realizaciji ekstremnih događaja, stepen međusobne zavisnosti rizika se obično povećava, tj. katastrofalnim događajima pogođen je veći broj poslovnih linija istovremeno, čak i ako one nisu strukturno ili empirijski zavisne u normalnim okolnostima. Sa statističkog aspekta, međusobna zavisnost rizičnih varijabli nije konstantna na čitavom domenu definisanosti njihovih raspodela verovatnoća, već se povećava pri repu raspodele. Grafikon 1.5 prikazuje dijagrame raspršenosti hipotetičkih rizičnih varijabli u situacijama njihove međusobne nezavisnosti, perfektne linearne i nelinearnih zavisnosti.

¹²³ IAIS (2004). „Standard on Disclosures concerning Technical Performance and Risks for Non-life Insurers and Reinsurers“. *Supervisory Standard*, No. 9, Amman: International Association of Insurance Supervisors, str. 10.

¹²⁴ Sandström, A. (2006). *Solvency: Models, Assessment and Regulation*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 193.



Grafikon 1.5. Dijagrami raspršenosti rizičnih varijabli

Izvor: IAA (2004). *A Global Framework for Insurer Solvency Assessment*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 172-174.

Sa aspekta očuvanja solventnosti neživotnih osiguravača, posebno je značajna zavisnost pri desnom repu raspodele rizičnih varijabli, koja je veća što su vrednosti njihovih ishoda veće (nepovoljnije). Stoga, za adekvatan tretman koncentracije rizika pri merenju solventnosti osiguravača nije prikladna pretpostavka o linearnoj međusobnoj zavisnosti rizika. Teorija kopula pruža fleksibilan okvir za modeliranje međusobne zavisnosti rizika pri realizaciji ekstremnih događaja. Funkcijama kopula opisuju se veze između izabranih kvantila raspodela verovatnoća varijabli koje prezentuju različite rizike. Kao skalarna mera međusobne zavisnosti varijabli u teoriji kopula koriste se neparametarski koeficijenti rang korelacije. Za razliku od koeficijenta linearne korelacije, njihova vrednost je uslovljena samo strukturom zavisnosti između varijabli, ali ne i njihovim marginalnim raspodelama verovatnoće. Ocenjivanjem vrednosti koeficijentata korelacije ranga, ocenuju se parametri kopula (kao njihove funkcije), na bazi raspoloživih empirijskih podataka. Prepoznavanjem njihovog potencijala za modeliranje međusobne zavisnosti rizika u oblasti osiguranja, različite klase i familije kopula (i metodi njihovog konstruisanja) poprimaju sve značajnije mesto u savremenoj literaturi iz oblasti aktuarstva.¹²⁵ Njihova praktična primena, međutim, je još uvek nedovoljno razvijena, usled naglašene kompleksnosti i nepoznavanja date oblasti.¹²⁶

¹²⁵ O funkcijama kopula šire videti u: Klugman, A.S., Panjer, H.H., Willmot, G.E. (2004). *Loss models: from data to decisions*, 2nd Ed., John Wiley & Sons. (2004), str. 403-405.; Denuit *et al.* (2005), *op. cit.*, str. 191-242.; Tse, *op. cit.*, str. 336-340. i Sandström (2011), *op. cit.*, str. 168-194.

¹²⁶ Iz navedenih razloga, Međunarodna asocijacija aktuara daje prednost koeficijentima linearne korelacije, čije su ocenjene vrednosti naknadno prilagođene na način da, za dati nivo poverenja, kapitalni zahtev kao rezultat kombinovanja više raspodela verovatnoće bude na zadovoljavajućem nivou korektan. Šire videti u: IAA (2009), *op. cit.*, str. 190.

1.4. OSNOVNE METODE UPRAVLJANJA RIZICIMA

Upravljanje rizicima, kao otelotvorenje nastojanja u pravcu minimiziranja gubitaka za pojedinca ili organizaciju, koji su uzrokovani nepredvidivim, slučajnim događajima, predstavlja jednu od najvažnijih tekovina čovečanstva, počev od drevnih civilizacija do savremenog doba. Začeci upravljanja rizikom, u neformalnom obliku, vezuju se za sam početak razvoja ljudskog društva. Opasnost od nesrećnih slučajeva i rušilačkog dejstva prirodnih sila uslovila je potrebu za udruživanjem ljudi u različite oblike zajednica, u cilju raspodele rizika i zajedničkog podnošenja njihovih štetnih posledica. Aktivnosti koje leže u osnovi upravljanja rizikom su, do danas, ostale sastavni deo svakodnevnog življenja i poslovanja. Ipak, razvojni put upravljanja rizikom u formalnom smislu je bio znatno kraći.

Formalno upravljanje rizikom (engl. *risk management*) se inicijalno zasnivalo prvenstveno na obezbeđenju nadoknade nastalih gubitaka putem osiguranja. Zahvaljujući intenzivnoj naučno - istraživačkoj aktivnosti u periodu nakon II svetskog rata, oblast upravljanja rizikom beleži značajan razvoj u teorijskom smislu. Protekom vremena, jača svest o nemogućnosti obezbeđenja osiguravajućeg pokrića za sve rizike, sa jedne, i mogućnosti kontrole uticaja rizika putem izvesnih aktivnosti, sa druge strane. Stoga je upravljanje rizikom postepeno prošireno na preventivne mere i zadržavanje određenih tipova rizika. Tokom '70-ih i '80-ih godina prošlog veka, intenzivirana je primena sofisticiranih tehnika u upravljanju rizicima i formirana odgovarajuća profesionalna udruženja na nacionalnom i internacionalnom nivou u datoj oblasti. Na početku poslednje decenije XX veka, ideja o aktivnom upravljanju rizicima u organizaciji kao celini bila je relativno nova, i većina kompanija je još uvek bila fokusirana na finansijske rizike i rizike koje je moguće osigurati. Tradicionalno, upravljanje rizicima je ostvarivano kroz tzv. „pristup silosa“ - pojedinačnim rizicima u okviru organizacije se upravljalo zasebno u odnosu na ostale rizike, sa osnovnim ciljem minimiziranja njihovog prisustva. Krajem prošlog veka, došlo je do suštinske promene datog pristupa, u vidu orijentacije ka holističkom upravljanju velikim brojem raznovrsnih rizika i prenošenju ovih aktivnosti u domen odgovornosti vrhovnog menadžmenta kompanije. Moguće je izdvojiti više faktora koji su presudno uticali na razvoj tzv. *Enterprise Risk Management* (ERM) filozofije, koja zastupa sveobuhvatan pristup upravljanju rizicima na nivou organizacije, sa osnovnim ciljem kreiranja vrednosti:¹²⁷

¹²⁷ CAS, *op. cit.*, str. 3-6.

- *rastući broj i složenost rizika*: Turbulentno poslovno okruženje, tehnološki napredak, aktuelni procesi globalizacije i internacionalizacije, kao i rastuća finansijska sofisticiranost tokom poslednjih decenija usloveli su porast značaja i kompleksnosti postojećih, i pojavu novih vrsta rizika. Slučajevi bankrotstava velikih organizacija, usled propusta u kontrolnim mehanizmima, odnosno nedovoljnog razumevanja i praćenja dinamike promena, stavili su akcenat na prisustvo operativnih i strategijskih rizika i neophodnost obezbeđenja adekvatne zaštite od njih. Prepoznata je potreba za upravljanjem svim rizicima i njihovim međusobnim zavisnostima i uslovljenostima, za razliku od prethodne prakse izolovanog upravljanja uobičajenim, dobro poznatim rizicima, koje je relativno lako kvantifikovati. U izmenjenim uslovima poslovanja, nastaje mogućnost da čak i rizici koji se ustaljeno smatraju beznačajnim, u interakciji sa drugim rizicima, rezultuju krupnim štetnim posledicama.

- *eksterni pritisci*: Pomenuti slučajevi propusta korporativnog upravljanja rizicima motivisali su eksterne stejkholdere da nametnu zahteve u pogledu preuzimanja odgovornosti vrhovnog menadžmenta za upravljanje rizicima kompanije kao celine. Takve tendencije su uzele maha u najvećem broju ekonomski razvijenih zemalja, u vidu razvoja na rizicima zasnovanih regulatornih pristupa utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija.¹²⁸ Takođe, rejting agencije sve češće razmatraju performanse ERM procesa unutar osiguravajuće kompanije kao jedan od kriterijuma ocenjivanja njenog rejtinga.¹²⁹

- *razvoj moderne finansijske teorije*: Napredak u oblasti finansija uspostavio je okvir za analizu ukupnog rizika grupe finansijskih instrumenata i individualnog doprinosa svakog pojedinačnog instrumenta ukupnom riziku. Ključni princip upravljanja investicionim portfeljom, prema kome rizik portfelja nije prost zbir rizika pojedinačnih instrumenata, već uzima u obzir i njihovu međusobnu korelaciju, može biti primenjen na nivou celokupnog poslovanja. Rizicima se mora upravljati u njihovoj celokupnosti, jer rizici koji su negativno (ili pozitivno) korelisani mogu međusobno ograničavati (odnosno, pojačavati) dejstva jedni drugima.¹³⁰ Upravljanje rizicima u okviru tzv. silosa može biti kontraproduktivno, jer ne pruža uvid u stvarnu veličinu i značaj različitih rizika.

¹²⁸ Acharyya, M. (2008). „In Measuring the Benefits of Enterprise Risk Management in Insurance: An Integration of Economic Value Added and Balanced Score Card Approaches“. *ERM Monograph*. Schaumburg: Society of Actuaries, str. 13.

¹²⁹ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 44.

¹³⁰ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 56.

- *rastuća tendencija kvantifikovanja rizika:* Ostvareni napredak u tehnologiji i ekspertizi olakšao je modeliranje čak i nepredvidivih rizika, koji se retko realizuju. Na primer, velike (re)osiguravajuće kompanije su razvile različite modele za predviđanje prirodnih katastrofa i njihovih štetnih posledica. Zahvaljujući ovakvim modelima, omogućeno je preciznije merenje i upravljanje izloženošću rizicima zemljotresa, poplava, olujnih vetrova i drugih prirodnih nepogoda, koje kompanije preuzimaju u osiguravajuće pokriće. Prednosti koje je koncept vrednosti pod rizikom ispoljio u upravljanju finansijskim rizicima su uslovile da on postane standardna alatka riziko - menadžera u finansijskim institucijama, pa samim tim i u osiguravajućim kompanijama. Nastojanja u smeru što tačnijeg kvantifikovanja pojedinačnih rizika su, istovremeno, praćena nastojanjima da se modeliraju njihove interakcije.

- *promena odnosa prema riziku:* U prošlosti, rizici su posmatrani isključivo u svetlu opasnosti za poslovanje i opstanak preduzeća. Stoga je i upravljanje njima bilo ograničeno na pokušaje usmerene ka izbegavanju i ublažavanju rizika. U savremenim uslovima, došlo je do prepoznavanja potencijala rizika da kreira vrednost. Oprezno preuzimanje rizika, koje je zasnovano na bogatoj informacionoj osnovi, može biti izvor konkurentskih prednosti.¹³¹ Promena tretmana rizika se objašnjava većim brojem činilaca. Tokom vremena stečena iskustva su omogućila da organizacije bolje upoznaju preteće rizike, i samim tim, budu osposobljene za kvalitetnije upravljanje njima. Razvoj informaciono - komunikacione tehnologije je doprineo većoj raspoloživosti informacija o rizicima. Prisustvo novih tržišta i instrumenata za transfer rizika je ohrabrilо organizacije u preuzimanju rizičnih aktivnosti u želji za ostvarenjem što većih prinosa.

U najširem smislu, upravljanje rizikom se posmatra kao umetnost i nauka obezbeđenja uspešnog funkcionisanja državnog aparata ili poslovnog subjekta, odnosno, života i rada pojedinca, od pretećih rizika.¹³² Prema užem shvatanju, upravljanje rizikom predstavlja opštu upravljačku funkciju, usmerenu ka identifikaciji, vrednovanju i delovanju na uzroke i efekte neizvesnosti i rizika u organizaciji.¹³³ U duhu ERM filozofije, upravljanje rizikom se definiše kao disciplina putem koje organizacija ocenjuje, kontroliše, eksploatiše, finansira i nadzire rizike koji potiču iz svih izvora, u cilju povećanja kratkoročne i dugoročne vrednosti za svoje stejkholdere.¹³⁴ Posmatrano sa aspekta faza kroz koje se ostvaruje,

¹³¹ Acharyya, *op. cit.*, str. 7.

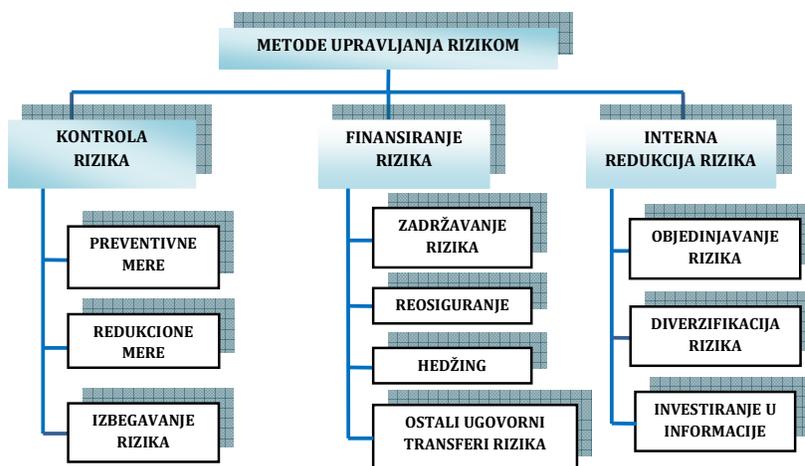
¹³² Чернова, *op. cit.*, str. 43.

¹³³ Williams, C.A., Smith, M.L., Young, P.C. (1995). *Risk management and insurance*. 7th Ed., McGraw-Hill International Editions, str. 27.

¹³⁴ CAS, *op. cit.*, str. 8.

upravljanje rizikom je sistematski proces identifikacije i ocene rizika sa kojima se organizacija susreće, izbora i primene odgovarajućih metoda i tehnika za sprečavanje ostvarenja rizika i ublažavanje njegovih štetnih posledica, i kontinuelne procene njihove efektivnosti, kako bi dati proces bio unapređen.¹³⁵

Okosnicu procesa upravljanja rizikom predstavlja kompleksan sistem metoda i tehnika, koje imaju u vidu sveukupnost pretećih rizika. Evolucija upravljanja rizikom, istorijski posmatrano, upućuje na kontinuelno proširenje skupa mogućih metoda i menjanje njihovog relativnog značaja u toku vremena, dovodeći do širokog spektra mogućnosti za njihovo razvrstavanje. U opštem slučaju, kao najčešće korišćene metode upravljanja rizicima javljaju se: zadržavanje rizika, izbegavanje rizika, kontrola i transfer rizika. Nešto razuđenija kategorizacija metoda upravljanja rizikom, koja će biti obrazložena u kontekstu specifičnih karakteristika osiguravajućih kompanija u nastavku rada, može biti predstavljena na sledeći način:



Grafikon 1.6. Kategorizacija metoda upravljanja rizikom od strane osiguravajućih kompanija

Izvor: Adaptirano prema Harrington, S.E., Niehaus, G.R. (2004). *Risk Management and Insurance*. 2nd Ed., McGraw-Hill International Editions, str. 9. i IAA (2009). *Measurement of Liabilities for Insurance Contracts: Current Estimates and Risk Margins*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 113.

U užem kontekstu utvrđivanja zahtevanog kapitala za obezbeđenje solventnosti osiguravača, *Sandström* (2011) razlikuje interne i eksterne metode upravljanja rizicima. Prva grupa obuhvata metode koje odražavaju osnovne postulate delatnosti osiguranja, u vidu objedinjavanja sličnih rizika unutar osiguravajućeg portfelja, njihove diverzifikacije i „prirodnog“ hedžinga. Eksterne metode, sa druge strane, podrazumevaju reosiguranje, finansijski hedžing i alternativne tehnike transfera rizika.

¹³⁵ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 83.

1.4.1. Metode kontrole rizika

Kontrolom rizika smanjuje se očekivana vrednost njegovih posledica, sprovođenjem mera prevencije (koje su usmerene ka smanjenju frekvencije šteta) i mera redukcije (čiji je primarni cilj smanjenje intenziteta šteta¹³⁶), ili se rizik u potpunosti otklanja njegovim izbegavanjem.

Preventivne mere se primenjuju pre nastupanja rizika, u cilju sprečavanja i otklanjanja njegovih uzroka. Mere redukcije, sa druge strane, se primenjuju u toku realizacije rizika, u cilju ograničavanja dejstva rizika i ublažavanja njegovih štetnih posledica. Preventivne i redukcionne mere mogu biti preduzete od strane same osiguravajuće kompanije ili njenih osiguranika, ali i nametnute od strane regulatornog i nadzornog organa za sektor osiguranja. Tako, na primer, osiguravači nastoje da preduprede nastupanje i ograniče uticaj rizika osiguranja opreznim aktuarskim kalkulacijama premija i tehničkih rezervi, direktnim finansiranjem preventivnih mera, sredstava i akcija iz fonda preventive, ili stimulisanjem savesnog ponašanja osiguranika kroz primenu bonus - malus sistema i franšiza prilikom ugovaranja osiguranja. Izloženost riziku reosiguranja može biti kontrolisana kroz oprezno određivanje samoprdržaja, obezbeđenje reosiguravajućeg pokrića odgovarajućim vidom kolaterala (npr. depozitom reosiguravača) i pažljivu analizu finansijskog položaja reosiguravača.

Primeri mera prevencije rizika koji ugrožavaju osiguravajuće kompanije, a koje sprovodi nadzorni organ, odnose se na proveru adekvatnosti tarifa, uključujući odobravanje njihovog najnižeg dozvoljenog iznosa u pojedinim vrstama osiguranja, propise koji se tiču formiranja tehničkih rezervi - za rizike osiguranja, propise koji se tiču smera i strukture investicionih plasmana osiguravača - za finansijske rizike, kao i na davanje saglasnosti za izbor članova upravnog odbora akcionarskog društva za osiguranje, u zavisnosti od ispunjenosti tzv. kriterijuma „prave osobe“ (engl. *fit and proper*) - za rizik menadžmenta. Redukcionne mere organa nadzora podrazumevaju intervenciju i korekciju, sa ciljem otklanjanja uočenih problema u poslovanju osiguravača i minimiziranja njihovih posledica po njegovu finansijsko zdravlje. Konačno, i sam solventnosni kapitalni zahtev koji se, od strane regulatora, postavlja pred osiguravače, predstavlja vid kontrole njihove sveukupne izloženosti različitim rizicima.

¹³⁶ Rejda, G.E. (2008). *Principles of Risk Management and Insurance*, 10th Ed., Pearson Education Inc., str. 12.

Dejstvo pojedinih tipova rizika može biti ne samo ublaženo (putem smanjenja njihovog intenziteta i/ili frekvencije), već i u potpunosti eliminisano, metodom izbegavanja rizika. Izbegavanje rizika podrazumeva nepreduzimanje, ili limitiranje obima rizičnih aktivnosti. Najčešći primer primene metode izbegavanja rizika u osiguranju odnosi se na isključenje iz osiguravajućeg pokrća onih rizika koji, ukoliko se realizuju, pogađaju veliki broj članova zajednice rizika istovremeno. Rizike kao što je, na primer, zemljotres, osiguravajuće kompanije često uopšte ne osiguravaju (naročito u onim područjima koja su poznata kao trusna), ili ih osiguravaju pod veoma nepovoljnim uslovima za osiguranike. Takođe, osiguravači često nisu spremni da prihvate u sopstveno pokriće nove rizike, o čijim realizacijama u prošlosti ne postoji dovoljno obimna baza podataka, koja bi poslužila kao osnov sprovođenja odgovarajućih aktuarskih obračuna.¹³⁷

Izbegavanjem rizičnih aktivnosti prvenstveno se redukuje frekvencija šteta. Ipak, ovakva metoda upravljanja rizikom nije uvek opravdana. Mnoge rizike koji ugrožavaju poslovanje osiguravača, kao i poslovnih subjekata u drugim oblastima, jednostavno nije moguće izbeći. Takav je slučaj ne samo sa većinom sistematskih i sistemskih rizika, već i sa pojedinim rizicima koji se javljaju na nivou samih osiguravajućih kompanija, a na koje one ne mogu uticati (npr. rizik smrti menadžmenta ili rizik slučajnih devijacija šteta). Takođe, postoje i takvi rizici koje nije racionalno izbeći, kao što su, na primer, rizici reosiguranja. Kako su rizične aktivnosti obično visoko profitabilne, opredeljenjem za metodu izbegavanja rizika kompanija se odriče oportunitetne dobiti. Osim toga, imajući u vidu da se savremene organizacije suočavaju sa rizicima koji su međusobno zavisni, potpuno eliminisanje jednog rizika može imati suprotan efekat na prisustvo drugih rizika u ukupnom rizičnom portfelju. Izbegavanje rizika je u suprotnosti sa suštinom delatnosti osiguranja, koja se ogleda u njihovom preuzimanju, zbog čega ova metoda upravljanja rizicima nije svojstvena za osiguravajuće kompanije.

1.4.2. Metode finansiranja rizika

Za pokriće štetnih posledica rizika koje nije moguće sasvim eliminisati neophodno je obezbediti odgovarajuća finansijska sredstva unutar i/ili izvan kompanije. U zavisnosti od subjekta koji snosi finansijske posledice realizacije rizika, kao osnovne metode finansiranja rizika javljaju se zadržavanje rizika, osiguranje, tj. reosiguranje u slučaju osiguravajućih

¹³⁷ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 12.

kompanija, hedžing i ostali oblici ugovornog transfera rizika (videti grafikon 1.6). U praksi se obično primenjuje odgovarajuća kombinacija navedenih metoda, tj. veoma su retke situacije koje podrazumevaju isključivo zadržavanje, odnosno isključivi transfer rizika. Za razliku od kontrole i interne redukcije rizika, kao proaktivnih, finansiranje rizika predstavlja pasivnu metodu upravljanja rizicima, koja se aktivira tek kada je štetni događaj već nastao, kako bi njegove posledice bile sanirane.

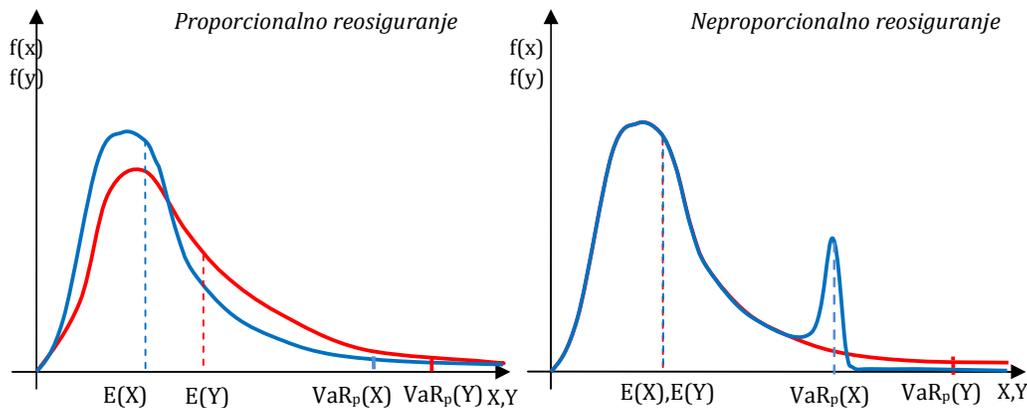
Zadržavanje rizika podrazumeva direktnu apsorpciju štetnih posledica nastupanja rizika od strane same kompanije. Metoda zadržavanja rizika upravo je karakteristična za osiguravajuće kompanije koje, u zamenu za premiju osiguranja, preuzimaju na sebe obavezu nadoknade negativnih efekata ostvarenja rizika kojima su izloženi njihovi osiguranimi. Ipak, osiguravači nastoje da zadrže isključivo one rizike kojima mogu upravljati efikasnije od ostalih tržišnih učesnika, kao i od samih nosilaca tih rizika.¹³⁸ Primena metode zadržavanja rizika zahteva prethodno ispunjenje odgovarajućih uslova u pogledu: predvidivosti šteta (da bi buduće štetne posledice bile što tačnije predviđene, neophodno je da postoji učestalost šteta u toku vremena), veličine šteta (ograničeni finansijski kapacitet dozvoljava zadržavanje samo onih rizika koji ne generišu velike, katastrofalne štete) i raspoloživosti ostalih metoda upravljanja rizikom.¹³⁹

Nasuprot zadržavanju rizika, reosiguranje, hedžing i ostali ugovorni oblici transfera rizika podrazumevaju prenošenje rizika, i njegovih potencijalnih finansijskih posledica, na nekog drugog subjekta. Materijalne posledice rizika koji proizilaze iz zaključenih ugovora o osiguranju mogu biti umanjene putem reosiguranja. Reosiguranjem se, u opštem slučaju, limitira izloženost direktnog osiguravača pojedinačnim velikim ili ukupnim štetama na godišnjem nivou, povećava homogenost portfelja i smanjuje volatilnost tehničkog rezultata, što je posebno značajno za male i one osiguravajuće kompanije čiji portfelj nije dovoljno diverzifikovan. Zahvaljujući svom iskustvu i ekspertizi, reosiguravači pružaju korisnu pomoć u domenu dizajna i tarifiranja novih i kompleksnih proizvoda osiguranja, kao i pri ulasku osiguravača u nova poslovna ili geografska područja. Reosiguranje može biti motivisano i razlozima koji su stratejske ili finansijske prirode, u smislu povećanja poslovnog kapaciteta, transfera rizika investiranja ili uticaja na rezultat poslovanja u pravcu minimiziranja poreskih obaveza.

¹³⁸ Babbel, D.F., Santomero, A.M. (1996). „Risk Management by Insurers: An Analysis of the Process“. *Wharton working paper*, No. 96-16, Philadelphia: Wharton Financial Institutions Centre, University of Pennsylvania, str. 6.

¹³⁹ Williams *et al.*, *op. cit.*, str. 126-133.

Kada želi da prestane da se bavi određenom vrstom osiguranja, osiguravač može preneti svoj celokupan portfelj na reosiguravača, što odgovara tzv. potpunom reosiguranju. Ukoliko se premija i naknada šteta iz ugovora o osiguranju raspodeljuju između osiguravača (cedenta) i reosiguravača (cesionara) u istom procentu, srazmerno njihovom učešću u pokriću rizika, reč je o proporcionalnom reosiguranju.¹⁴⁰ Proporcionalno reosiguranje se može odnositi na sve ugovore osiguranja određenog rizika (kvotno ili reosiguranje srazmernog dela rizika), ili samo na one ugovore kod kojih osigurana suma, ili vrednost osigurane stvari, prevazilazi unapred određenu granicu (ekscedentno ili reosiguranje viška rizika). Sa aspekta merenja rizika, očekivana vrednost i kvantil raspodele šteta osiguravača, pri svakom izabranom nivou poverenja se, pod uticajem proporcionalnog reosiguranja, smanjuju u istom procentu u kome se deo obaveze iz ugovora u osiguranju prenosi u pokriće reosiguravača. U slučaju neproporcionalnog reosiguranja, reosiguravač nadoknađuje (neograničeno ili limitirano) višak štete preko definisanog samoprdržaja osiguravača, po pojedinačnim slučajevima (reosiguranje viška štete) ili na godišnjem nivou (reosiguranje viška godišnjih šteta). Efekat neproporcionalnog reosiguranja na raspodelu šteta ogleda se u njenom odsecanju na nivou definisanog praga (samoprdržaja).



Grafikon 1.7. Uticaj proporcionalnog i neproporcionalnog reosiguranja na raspodelu šteta

Izvor: IAA (2004). *A Global Framework for Insurer Solvency Assessment*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 68-69.

Grafikon 1.7 daje uporedni prikaz efekata proporcionalnog i neproporcionalnog reosiguranja na raspodelu šteta, pri čemu slučajna promenljiva Y odgovara bruto štetama, a slučajna promenljiva X štetama u samoprdržaju. Očigledno je da je uticaj neproporcionalnog reosiguranja na očekivanu vrednost šteta zanemarljiv. Istovremeno,

¹⁴⁰ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 314.

smanjenje rizika, merenog kvantilnom merom rizika (npr. vrednošću pod rizikom), pri izabranom nivou poverenja je relativno veće kod neproporcionalnog, u poređenju sa proporcionalnim reosiguranjem.¹⁴¹ Proporcionalnim reosiguranjem se rizik osiguravača smanjuje linearno, dok neproporcionalno reosiguravajuće pokriće skraćuje, ili čak eliminiše, rep raspodele šteta cedenta, smanjujući time izloženost katastrofalnim štetama, kojima se najozbiljnije dovodi u pitanje njegov opstanak.

Zbog obrazloženog dejstva na rizik osiguravača, adekvatno reosiguravajuće pokriće može efikasno nadomestiti deo njegovog solventnosnog kapitalnog zahteva. Ipak, sagledavanje realnih efekata reosiguranja, u kontekstu evaluacije solventnosti, je otežano izrazitom heterogenošću i kompleksnošću ugovora o reosiguranju (npr. reosiguranje se može odnositi na pojedinačne osigurane slučajeve, linije poslovanja ili celokupan portfelj osiguranja, individualni ugovori mogu kombinovati proporcionalno i neproporcionalno reosiguranje, uključivati transfer finansijskih rizika, kao i limite reosiguravajućeg pokrića). Takođe bi trebalo imati u vidu da reosiguranje implicira za cedenta tehnički rizik neadekvatnog reosiguravajućeg pokrića, kao i kreditni rizik, u vidu nesposobnosti ili nespremnosti reosiguravača da izvrši svoje ugovorne obaveze, o čemu je već bilo reči u prethodnom delu rada. Nedostatak istorijskih podataka o katastrofalnim događajima objektivno ograničava mogućnost određivanja apsolutno dovoljnog reosiguravajućeg pokrića.¹⁴² Čak i kada je statistički korektno definisano, reosiguravajuće pokriće se može ispostaviti nedovoljnim usled realizacije operativnog rizika, u vidu propusta u formulaciji ugovora (zahvaljujući kojima reosiguravač može osporiti svoje obaveze), zloupotrebe recipročnih ugovora o reosiguranju, i slično.

Kombinujući rizike sa uzajamno ograničavajućim dejstvom, transakcije hedžinga vode ka smanjenju njihovih neto efekata. Osiguravajuća kompanija ostvaruje tzv. „prirodni“ hedžing simultanim pružanjem komplementarnih vrsta osiguranja, čiji se rizici međusobno potiru, kao što je slučaj, na primer, sa osiguranjem života za slučaj smrti i za slučaj doživljenja sličnih grupa osiguranika.¹⁴³ Iako se njime efektivno smanjuje izloženost

¹⁴¹ Standardna devijacija, kao mera rizika, u relativno većoj meri prepoznaje efekte proporcionalnog nego neproporcionalnog reosiguranja na ukupan rizik cedenta, čime se dodatno potvrđuje inferiornost ove u odnosu na kvantilne mere rizika.

¹⁴² Relevantan primer realizacije tehničkog rizika reosiguranja vezuje se za osiguravače u Francuskoj koji su se, nakon olujnih nepogoda 1999. godine, masovno suočili sa problemom prekoračenja ugovorenog reosiguravajućeg pokrića. Takva situacija se upravo objašnjava zasnovanošću ocene tog pokrića na podacima o vremenskim prilikama u datom geografskom području iz prethodnog perioda, u kojima opservacije tako velikog intenziteta jednostavno nisu ni postojale.

¹⁴³ IAA (2004), *op. cit.*, str. 37.

rizicima osiguranja, bez istovremenog generisanja kreditnog rizika, mogućnosti primene prirodnog hedžinga su objektivno ograničene, a u neživotnom osiguranju praktično nepostojeće. Finansijski hedžing podrazumeva upotrebu finansijskih derivata (forvarda, fjučersa, svopova, opcija, itd.) sa ciljem neutralisanja potencijalnih gubitaka uzrokovanih kretanjem varijabli poput cena akcija, kamatnih stopa i deviznih kurseva, ili izvršenjem opcija od strane osiguranika. Smanjenje solventnosnog kapitalnog zahteva po osnovu finansijskog hedžinga iziskuje prethodno oprezno razmatranje podobnosti i efikasnosti hedžing strategije osiguravača, imajući u vidu rizike povezane sa upotrebom finansijskih derivata, koji su razmotreni u prethodnom delu rada. Iako tradicionalno korišćena za upravljanje špekulativnim, finansijskim rizicima, metoda finansijskog hedžinga u savremenim uslovima ostvaruje primenu i u domenu upravljanja čistim, a samim tim i rizicima osiguranja. Razvoj finansijskih derivata vezanih za realizaciju rizika osiguranja (tzv. katastrofalnih opcija, fjučersa i svopova)¹⁴⁴ omogućuje transfer katastrofalnih rizika na tržište kapitala, kao sve prisutniji metod upravljanja ovim rizicima od strane osiguravača u uslovima njihovog rastućeg značaja, praćenog smanjenjem ponude i rastom cene reosiguranja na globalnom nivou. Osim toga, za razliku od klasičnog reosiguranja, inovacije tržišta kapitala, kao tzv. alternativni oblici transfera rizika (engl. *Alternative Risk Transfers* - ART), predstavljaju tehniku upravljanja ne samo slučajnim, već i sistematskim odstupanjima stvarnih od očekivanih realizacija osiguranih rizika.

Četvrti način finansiranja rizika odnosi se na uspostavljanje i oblikovanje svih drugih oblika ugovornih odnosa, putem kojih se rizik, i odgovornost za saniranje njegovih posledica, transferišu na drugu ugovornu stranu. Odgovarajućim dizajnom svojih proizvoda, osiguravači mogu obezbediti da jedan deo rizika bude zadržan od strane samih osiguranika, ili povratno prenet na njih. Takav je slučaj sa ugovaranjem osiguranja (prvenstveno životnih) sa učešćem osiguranika u ostvarenom profitu, ali i gubitku osiguravača. Profitabilne polise omogućuju osiguranicima tzv. dividende ili bonuse, u formi novčanih isplata, umanjenja budućih premija ili proširenja postojećeg osiguravajućeg pokrivača.¹⁴⁵ Obrnuto, zabeleženi gubici osiguravača po istim polisama mogu biti neutralisani

¹⁴⁴ Vrednost „katastrofalnih“ derivata može biti vezana za realne štetne događaje, poput zemljotresa, oluja i poplava, ali i za odgovarajuće indekse katastrofalnih šteta ili eksterne mere (kao što je, na primer, količina padavina u određenom području).

¹⁴⁵ IAA (2004), *op. cit.*, str. 37.

kroz umanjene iznosa koji pripadaju osiguranicima, čime se osiguravač štiti od nepovoljnog razvoja rizika koje preuzima u sopstveno pokriće.¹⁴⁶

1.4.3. Metode interne redukcije rizika

U poređenju sa kontrolom, kojom se smanjuje očekivana vrednost posledica rizika, metode interne redukcije rizika direktno utiču na smanjenje njihovog varijabiliteta oko očekivane vrednosti.¹⁴⁷ Osiguravajuće kompanije interno redukuju rizike putem njihovog objedinjavanja, diverzifikacije i investiranja u informacije.

Zahvaljujući delovanju zakona velikih brojeva, objedinjavanjem što većeg broja sličnih rizika povećava se pouzdanost predviđanja njihovih budućih realizacija na bazi iskustva osiguravača iz prošlosti. Objedinjavanje (engl. *pooling*) rizika predstavlja fundamentalni koncept ostvarivanja delatnosti osiguranja. Grupisanjem osiguranih rizika prema njihovim zajedničkim karakteristikama (prirodi, vrednosti, predmetu i trajanju)¹⁴⁸ postiže se homogenost portfelja osiguranja, kao pretpostavka tačnosti matematičko - statističkih obračuna unutar zajednice rizika. Dodavanjem sličnih rizika postojećem portfelju, smanjuje se rizik procesa (slučajnih odstupanja) po ugovoru o osiguranju.¹⁴⁹

Istovremeno je, da bi neki rizik uopšte bio obuhvaćen osiguranjem, neophodno ostvariti disperziju rizika, u vidu što manjeg broja zaista pogođenih, u odnosu na ukupan broj članova zajednice rizika. Dejstvo rizika koje se ispoljava bilo u odnosu na imovinu, ili na obaveze osiguravajućih kompanija, može biti povećano njihovom koncentracijom. Pored realizacije ekstremnih događaja, i sami osiguravači mogu doprineti koncentraciji rizika kroz način na koji preuzimaju rizike u sopstveno pokriće, transferišu ih na reosiguravača ili plasiraju raspoloživa sredstva. Udruživanje međusobno nezavisnih rizika, sa ciljem sprečavanja njihovog simultanog nepovoljnog delovanja, bilo unutar osiguravajućeg ili investicionog portfelja, upravo predstavlja ključni metod upravljanja rizicima, kojim se umanjuje njihova koncentracija. Pod uslovom da rizici članova zajednice rizika nisu perfektno pozitivno korelisani, prosečan rizik po članu zajednice rizika će biti

¹⁴⁶ Prema Williams *et al.* (1995), važna odlika ugovornih transfera rizika, kao metode finansiranja rizika, je zadržavanje odgovornosti za nadoknadu posledica realizacije rizika ukoliko druga strana nije u mogućnosti da tu odgovornost ispuni (na primer, usled nesolventnosti). U protivnom, ukoliko postoji mogućnost potpunog oslobađanja inicijatora transfera od ekonomskog tereta rizika, reč je o metodi kontrole, a ne finansiranja rizika.

¹⁴⁷ Harrington, Niehaus, *op. cit.*, str. 20.

¹⁴⁸ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 65.

¹⁴⁹ IAA (2009), *op. cit.*, str. 114.

manji što je njihov broj veći.¹⁵⁰ Stoga se, na strani obaveza, diverzifikacija postiže povećanjem broja homogenih portfelja osiguranja formiranih po različitim vrstama osiguranja, linijama poslovanja, geografskim područjima i tržišnim segmenatima. Na strani imovine, diverzifikacija rizika se ostvaruje plasiranjem sredstava osiguravača u instrumente čiji se prinosi kreću u suprotnim smerovima, ili su međusobno nezavisni, kao i raspodelom transferisanih obaveza iz ugovora o osiguranju između više reosiguravača istovremeno.

Bogata i pouzdana informaciona osnova takođe doprinosi preciznijem predviđanju mogućih štetnih događaja i njihovih posledica, ali i većoj pripravnosti kompanije, kroz preduzimanje preventivnih mera zaštite. Polazeći od objašnjenja pojmova rizika i neizvesnosti, logično je zaključiti da dostupnost informacija smanjuje neizvesnost u pogledu budućih ishoda. Veća informisanost rezultuje tačnijim procenama budućih novčanih tokova, čime se smanjuje njihova varijabilnost oko očekivanih vrednosti i, samim tim, i prisustvo rizika. Sofisticirane aktuarske i statističke metode ne mogu, same po sebi, nadomestiti nedostajuće podatke. Stoga je formiranje obimne i kvalitetne baze podataka preduslov merenja svih, a prvenstveno tehničkih rizika koji karakterišu poslovanje osiguravajućih kompanija.

Upravljanje informacijama takođe ima ulogu unapređenja razumevanja pretećih rizika i podizanja nivoa svesti unutar organizacije o značaju aktivnosti kojima se smanjuje izloženost tim rizicima, kako bi one bile što celishodnije. Važni aspekti tog procesa su: prenos informacija o posledicama rizika i njihovom tretmanu, informacioni sistem upravljanja rizicima (engl. *Risk Management Information System* – RMIS), interno i eksterno izveštavanje i sistemi alokacije troškova rizika između delova organizacije kojima se favorizuju aktivnosti koje vode smanjenju ukupnog nivoa rizika.¹⁵¹ Komunikacija kojom se promovišu koncept i principi upravljanja rizicima bi trebalo da bude prilagođena činjenici da su mnogi aspekti tog procesa kompleksni, usled čega njihovo poimanje zahteva specijalizovana znanja, kao i da uvaži sklonost individua ka subjektivnom percipiranju tog procesa i generalnom potcenjivanju njegovog značaja. Istovremeno, važno je obezbediti usklađenost naprednih kompjuterskih tehnologija i sofisticiranih softvera koji omogućuju efikasnu organizaciju i upravljanje obimnom količinom podataka o rizicima sa stvarnim potrebama organizacije, kako bi njihove prednosti bile zaista iskorišćene.

¹⁵⁰ Za razliku od hedžinga, koji podrazumeva kombinovanje rizika koji su međusobno negativno korelisani, za diverzifikaciju rizika je dovoljno odsustvo njihove perfektne pozitivne korelisanosti, što povećava mogućnosti primene date metode upravljanja rizicima.

¹⁵¹ Williams *et al.*, *op. cit.*, str. 518-523.

1.4.4. Izbor metode upravljanja rizicima

Mapiranje rizika predstavlja kvalitativno rešenje za rangiranje rizika u zavisnosti od njihove veličine, shodno čemu se vrši izbor odgovarajuće metode upravljanja rizicima. U date svrhe može biti korišćena matrica čije se dimenzije odnose na intenzitet i frekvenciju rezultujućih šteta (videti grafikom 1.8). Najveći problem u procesu kreiranja date matrice predstavlja nivo preciznosti pri kome se iskazuju stepen intenziteta i učestalosti šteta. Kategorije koje se pri tome upotrebljavaju („nizak“ i „visok“) su subjektivne prirode, i teško je definisati jasnu granicu među njima. Veći obim raspoloživih informacija otvara prostor za viši nivo preciznosti, pri čemu se relativno veći značaj pridaje kriterijumu intenziteta štetnog događaja, tj. razmerama posledica koje događaj izaziva. Međutim, događaji koje karakteriše visok intenzitet šteta najčešće beleže nisku frekvenciju, tako da je njihova predvidivost otežana upravo nedostatkom podataka o njihovim realizacijama u prošlosti.



Grafikon 1.8. Matrica učestalosti i intenziteta šteta

Izvor: Adaptirano prema Rejda. G.E. (2008). *Principles of Risk Management and Insurance*, 10th Ed., Pearson Education Inc., str. 52.

Poslovni subjekti uglavnom zadržavaju rizike koji se retko javljaju i, u slučaju realizacije, rezultuju relativno malim štetnim posledicama. Adekvatna metoda upravljanja rizicima koji izazivaju male, ali česte štete, je prevencija rizika, koja je prvenstveno usmerena ka redukciji učestalosti šteta. Realizacija ovakvih šteta je približno ravnomerno raspoređena tokom vremena, što olakšava njihovo predviđanje i daje mogućnost da se primeni i metoda zadržavanja rizika, utoliko pre kada se u ulozi subjekata poslovanja nalaze osiguravajuće kompanije. Ukoliko su potencijalne štete velike, tako da prevazilaze raspoloživi finansijski i tehnički kapacitet kompanije, i istovremeno se ostvaruju relativno retko, tako da je plaćanje premije (re)osiguranja finansijski podnošljivo, preporučuje se primena metode

(re)osiguranja. Konačno, učestali rizici sa katastrofalnim posledicama bi trebalo da budu izbegnuti, u meri u kojoj je to moguće.

Pored intenziteta i frekvencije šteta, na izbor metode upravljanja rizikom utiče i sama vrsta rizika. Imajući u vidu prethodno razmotrene kategorije rizika sa kojima se suočavaju osiguravajuće kompanije, od primarnog značaja za upravljanje rizicima osiguranja (pored njihovog zadržavanja) je metoda reosiguranja, finansijski rizici zahtevaju prvenstveno hedžing, dok se operativni i strategijski rizici, usled nerazvijenosti mehanizama njihovog transfera, zadržavaju (uz odgovarajuću kontrolu) ili izbegavaju,¹⁵² u zavisnosti od intenziteta, frekvencije šteta i mogućnosti izbora osiguravača.

Nakon izbora metode upravljanja rizikom, sprovode se odgovarajuće aktivnosti u cilju njene što uspešnije implementacije. Svaka od metoda implicira ispunjenost određenih preduslova, kako bi bili ostvareni očekivani rezultati. Na primer, metoda zadržavanja rizika zahteva izdvajanje fondova za pokriće gubitaka, metoda reosiguranja zahteva izbor reosiguravača i zaključenje odgovarajućeg ugovora o reosiguranju, i slično. Različite metode upravljanja rizicima nisu međusobno isključive, već se dopunjuju. U zavisnosti od rizičnih karakteristika konkretne kompanije, optimalna strategija upravljanja rizicima podrazumeva kombinaciju više metoda, sa ciljem korišćenja prednosti i neutralisanja ili ublažavanja nedostataka svake od njih. Na primer, kompanija koja kontroliše izloženost riziku putem odgovarajućih mera prevencije i redukcije može značajno umanjiti troškove transfera datog rizika na drugog subjekta. Korisne povratne informacije, kojima se unapređuje celokupan sistem upravljanja rizicima, proizilaze iz kontinuiranog monitoringa i izveštavanja o ishodima primene izabranih metoda. Time se obogaćuje informaciona osnova za identifikaciju tekućih i potencijalnih rizika, prepoznavanje njihovih uzroka i merenje njihovih posledica, kako bi i same metode upravljanja rizicima bile u što većoj meri prilagođene stvarnom rizičnom profilu osiguravača.

Između merenja rizika sa jedne, i selekcije i primene metoda upravljanja rizikom, sa druge strane, bi trebalo da postoji povratna sprega. Rezultati merenja rizika predstavljaju polazište za izbor metoda upravljanja rizikom koje, kada su adekvatne, doprinose smanjenju izloženosti riziku. Ukoliko model evaluacije solventnosti uvažava ovaj uticaj, kroz smanjenje zahtevanog kapitala za pokriće rizika, biće kreirani podsticaji za osiguravače da unapređuju postojeće i uvode nove metode upravljanja rizikom u svoje poslovanje, u cilju daljeg smanjenja kapitalnih zahteva. U očuvanju solventnosti osiguravača primarnu

¹⁵² CAS, *op. cit.*, str. 13.

ulogu bi upravo trebalo da ima snažan sistem upravljanja rizicima, dok su zahtevi za kapitalom tek „druga linija odbrane“ od posledica nepovoljnog razvoja događaja.¹⁵³ Finansijski integritet osiguravača se preventivno i represivno štiti odgovarajućim tehnikama upravljanja rizicima, dok kapital treba da bude korišćen za pokriće neizbežnih gubitaka u poslednjoj instanci.

¹⁵³ IAA (2004), *op. cit.*, str. 61.

2. KONCEPT MERENJA SOLVENTNOSTI OSIGURAVAJUĆIH KOMPANIJA

2.1. POJAM I ZNAČAJ MARGINE SOLVENTNOSTI

Poput subjekata u drugim oblastima poslovanja, principi sigurnosti, likvidnosti i profitabilnosti predstavljaju postulate funkcionisanja svake osiguravajuće kompanije. Ipak, svrha delatnosti osiguranja određuje relativni značaj, tj. prioritete među ovim principima. Kako se primarna funkcija osiguranja ogleda u pružanju ekonomske i socijalne zaštite od rizika, logično je da se princip sigurnosti javlja kao presudna vodilja prilikom donošenja odluka u svim aspektima poslovanja osiguravača. Stoga, blagovremeno ispunjenje preuzetih obaveza prema osiguranicima nameće očuvanje solventnosti u vidu imperativa za poslovnu politiku osiguravača.¹⁵⁴

Kao princip poslovanja, solventnost se, u opštem slučaju, poistovećuje sa dugoročnom finansijskom snagom (sigurnošću) ili, konkretnije, sa dugoročnom platežnom sposobnošću poslovnog subjekta. Obuhvat pojma solventnosti osiguravajuće kompanije zavisi od aspekta njegovog definisanja. Iz ugla posmatranja menadžmenta, solventna je ona kompanija koja kontinuirano postoji i posluje. Sa aspekta organa nadzora, sa druge strane, solventna je kompanija koja kontinuirano izvršava svoje obaveze prema osiguranicima i korisnicima osiguranja.¹⁵⁵ U skladu sa takvim, užim poimanjem, je i definicija formulisana od strane Međunarodnog udruženja supervizora osiguranja (*International Association of Insurance Supervisors* - IAIS), prema kojoj je osiguravajuća kompanija solventna ukoliko je „sposobna da ispuni svoje obaveze na osnovu svih zaključenih ugovora i pod svim razumno predvidivim okolnostima“.¹⁵⁶ Funkcionisanje osiguravajuće kompanije na dugi rok nema opravdanja ukoliko nije usmereno ka pravovremenom izmirenju obaveza prema osiguranicima, iz čega proizilazi opšta prihvaćenost navedene definicije solventnosti.¹⁵⁷

Širi okvir razmatranja solventnosti osiguravajuće kompanije uzima u obzir vrednost njene imovine i obaveza, visinu prihoda od premija, kao i pribavljeno reosiguravajuće pokriće. Solventnost osiguravajuće kompanije u užem smislu vezuje se za marginu

¹⁵⁴ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 6.

¹⁵⁵ Pentikäinen, T. (1967). „On the solvency of insurance companies“. *ASTIN Bulletin*, 4(3), str. 238.

¹⁵⁶ IAIS (2002). *Principles on Capital Adequacy and Solvency*. Tokyo: International Association of Insurance Supervisors (IAIS), str. 3.

¹⁵⁷ Pojedini autori ističu da je zahtev za solventnošću osiguravača ipak strožiji od zahteva za njegovom finansijskom sigurnošću, jer podrazumeva ne samo dugoročnu sposobnost izmirenja obaveza prema osiguranicima, već i sposobnost izmirenja tih obaveza o rokovima njihovog dospeća (Чернова, *op. cit.*, str. 389.), odnosno, na odgovarajući dan obračuna (Федорова, *op. cit.*, str. 986.).

solventnosti, kao najvažniji kvantitativni pokazatelj sigurnosti i stabilnosti kompanije, a samim tim i njene atraktivnosti za potencijalne osiguranike.¹⁵⁸ Definisane pojma margine solventnosti zahteva prethodno objašnjenje razloga njenog postojanja u osiguravajućim kompanijama, polazeći od specifičnosti delatnosti osiguranja.

Tok poslovnog ciklusa u osiguranju inverzan je u odnosu na tipična proizvodna, trgovinska ili uslužna preduzeća: osiguranici plaćaju premije unapred, a osiguravač isplaćuje naknadu štete ako i kada se desi ugovorom predviđeni štetni događaj. U uslovima nepodudarnosti između perioda realizacije prihoda i perioda isplate osiguranih suma ili naknada iz osiguravajućeg fonda, kao i neizvesnosti u pogledu nastupanja osiguranih slučajeva, regulisanje ukupnih obaveza prema osiguranicima zahteva formiranje i držanje odgovarajućih rezervi. Krajem svake poslovne godine vrši se izdvajanje sredstava iz tekuće tehničke premije, u vidu novčanog ekvivalenta preuzetih obaveza prema osiguranicima. Kako broj i obim šteta nije poznat unapred, oslanjajući se na podatke o realizacijama rizika u prošlosti, primenom matematičko - statističkih i aktuarskih metoda, osiguravači procenjuju iznos premija i rezervi koje su potrebne za pokriće očekivane vrednosti odnosnih šteta. U skladu sa sopstvenim tehničkim i finansijskim kapacitetom, jedan deo preuzetih ugovornih obaveza osiguravači zadržavaju za sebe, dok ostatak biva transferisan na reosiguravače. Međutim, aktuarske osnove obračuna premija, tehničkih rezervi i samopridržaja osiguravača svakako ne garantuju njihovu apsolutnu dovoljnost za izravnane rizika u prostoru i vremenu. Stoga je neophodno da osiguravajuća kompanija obezbedi dodatni iznos sredstava, najpre u funkciji neutralisanja odstupanja stvarnih od predviđenih realizacija tehničkih rizika, a zatim i apsorpcije neočekivanih gubitaka po osnovu svih drugih rizika kojima je izložena.¹⁵⁹ Za njegovo označavanje koriste se termini margina solventnosti, raspoloživi (slobodni) kapital ili, preciznije, raspoloživa (stvarna) margina solventnosti, dok se njegov najmanji zahtevani iznos naziva zahtevani (regulatorni) kapital, odnosno, zahtevana, statutarna, normativna ili propisana (minimalna) margina solventnosti.

Pouzdanost margine solventnosti je uslovljena adekvatnošću vrednovanja imovine i obaveza osiguvaca. Samim tim, utvrđivanje margine solventnosti je područje na kome se prepliću aktuarski, ali i računovodstveni aspekti funkcionisanja osiguravajućih kompanija. Njihovi finansijski izveštaji predstavljaju polazište izračunavanja kako raspoložive margine solventnosti (na bazi pozicija slobodnog kapitala i rezervi koje su iskazane u njima), tako i

¹⁵⁸ Kočović, J., Plavšić, D. (2003). „Aktuarske osnove izračunavanja margine solventnosti“. *Aktuarske osnove utvrđivanja margine solventnosti*, Kočović, J. (ed.), Beograd: Udruženje aktuara Srbije, str. 68.

¹⁵⁹ IAIS (2002), *op. cit.*, str. 6-7.

zahtevane margine solventnosti (na bazi pozicija kojima se aproksimira izloženost rizicima). Stoga se računovodstveni principi, koji su primenjeni prilikom sastavljanja tih izveštaja, javljaju kao važna determinanta ocene solventnosti kompanije.¹⁶⁰ U kontekstu razmatranja bilansa stanja, svrha kapitala (neto imovine) se ogleda u zaštiti od neočekivanih smanjenja vrednosti imovine, odnosno povećanja vrednosti obaveza. Stoga se, sa računovodstvenog aspekta, osiguravajuća kompanija smatra nesolventnom ukoliko su njene obaveze veće od imovine, kada vrednost neto imovine postaje negativna (videti grafikom 2.1). Ipak, imajući u vidu da ukupna sredstva osiguravača nisu podjednako raspoloživa za pokriće neočekivanih gubitaka, pojam margine solventnosti zahteva preciznije objašnjenje. Drugim rečima, kompanija može biti nesolventna i u situaciji kada je njena neto imovina pozitivna. Stoga je, prema konzervativnijim tumačenjima, osiguravajuća kompanija nesolventna i ukoliko je njena likvidna imovina manja od tehničkih rezervi, ili ukoliko je likvidna imovina manja od tehničkih rezervi i ostalih visokorangiranih obaveza (npr. obaveza prema državi i zaposlenima). U datom smislu, raspoloživa margina solventnosti se može definisati kao višak likvidne imovine nad obavezama osiguravača,¹⁶¹ pri čemu se ove kategorije procenjuju u skladu sa opšteprihvaćenim računovodstvenim principima, i posebnim pravilima koje propisuje regulatorni organ.¹⁶² Otuda proizilazi i preciznija definicija solventnosti sa aspekta funkcije nadzora, prema kojoj je osiguravajuća kompanija solventna ukoliko je njena imovina veća od obaveza najmanje u visini zahtevane (propisane) margine solventnosti.¹⁶³

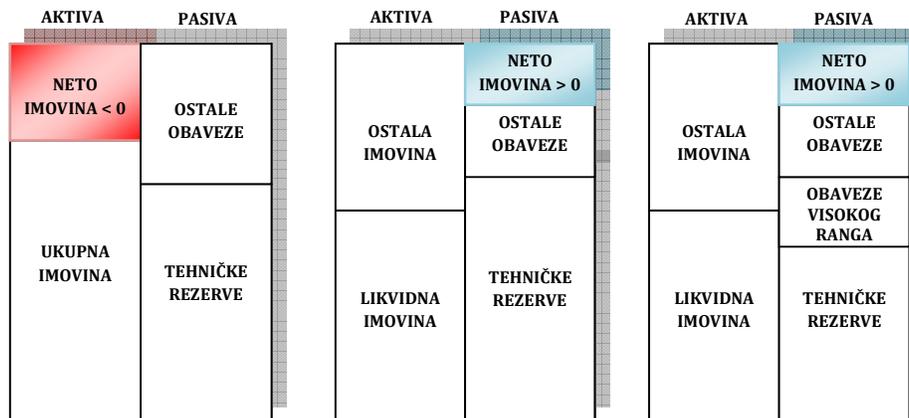
Dovoljnost imovine za pokriće obaveza osiguravača, pri tome, može biti posmatrana imajući u vidu isključivo postojeće polise osiguranja (do isteka njihovog trajanja ili u ograničenom, obično jednogodišnjem periodu, tj. na tzv. *run-off* ili *wind-up* osnovi, respektivno), odnosno uvažavajući i nove polise koje će biti emitovane u budućnosti (tzv. *going-concern* osnova). U cilju razgraničenja dva navedena pristupa, *Campagne* (1961) uvodi koncepte tzv. statičke i dinamičke solventnosti, respektivno. Prvi pristup evaluaciji solventnosti je konzervativniji, dok drugi realnije opisuje funkcionisanje osiguravajućih kompanija.

¹⁶⁰ Ipak, u pojedinim jurisdikcijama su moguća odstupanja između računovodstvenih i principa vrednovanja koji se koriste pri utvrđivanju solventnosti osiguravača. Takav je slučaj, na primer, sa diskontovanjem rezervi za štete, koje relevantna regulativa može zahtevati (ili dozvoljavati) u svrhe evaluacije solventnosti, ali ne i u računovodstvene svrhe. Nedovoljna usklađenost računovodstvenih principa se upravo javlja kao jedan od ključnih ograničavajućih faktora izgradnje jedinstvenog internacionalnog standarda solventnosti.

¹⁶¹ Slično, Pentikäinen (1967) definiše marginu solventnosti kao razliku između „stvarne vrednosti“ imovine i očekivane vrednosti obaveza osiguravajuće kompanije.

¹⁶² IAIS (2000), *op. cit.*, str. 7.

¹⁶³ Bennet, C. (2004). *Dictionary of Insurance*, 2nd Ed., Harlow: Financial Times/Prentice Hall, str. 284.



Grafikon 2.1. *Moguće situacije nesolventnosti u odnosu na bilans stanja osiguravača*

Izvor: Adaptirano prema: EIOPC (2006). „Choice of a risk measure for supervisory purposes: possible amendments to the Framework for Consultation“, *MARKT/2534/06-EN Orig.* Brussels: European Commission, str. 4-5.

Margina solventnosti je namenjena apsorpciji posledica realizacije neidentifikovanih rizika, kao i neočekivanih fluktuacija i potcenjenosti uticaja identifikovanih rizika, za koje je već obezbeđeno pokriće.¹⁶⁴ Tako, između ostalog, ona treba da obezbedi pokriće mogućeg viška šteta i troškova poslovanja osiguravača iznad utvrđene premije. Stoga se, u okviru klasične teorije rizika, margina solventnosti (alternativno nazvana rizičnom rezervom ili kapitalom pod rizikom)¹⁶⁵ definiše i kao višak inicijalno raspoloživog kapitala, uvećanog naplaćenim premijama osiguranja, u odnosu na ukupne isplaćene štete tokom posmatranog perioda.¹⁶⁶

Iz obrazloženog tumačenja pojma solventnosti proizilazi svrha margine solventnosti, koja se ogleda u obezbeđenju permanentne sposobnosti osiguravača da izmiri svoje tekuće i buduće obaveze prema osiguranicima. U većini drugih oblasti poslovanja, sporadična bankrotstva poslovnih subjekata se javljaju kao prirodan i potreban uslov za zdravo i efikasno tržište.¹⁶⁷ Njihove negativne posledice su uglavnom ograničene na investitore i kreditore datih subjekata, dok su nesolventnošću osiguravajućih kompanija pogođeni prvenstveno osiguranici, kao korisnici njihovih usluga. Sama činjenica da osiguranik kupuje osiguranje u cilju zaštite od štetnih događaja koji ugrožavaju njegovu imovinu ili ličnost implicira da njegova egzistencija može biti ozbiljno ugrožena ukoliko se dati događaj desi i,

¹⁶⁴ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 11.

¹⁶⁵ Daykin *et al.* (1994), *op. cit.*, str. 11.

¹⁶⁶ Bowers, N.L., Gerber, H.U., Hickman, J.C., Jones, D.A., Nesbitt, C.J. (1997). *Actuarial Mathematics*. Schaumburg: Society of Actuaries, str. 399.

¹⁶⁷ Anderson, Formisano, *op. cit.*, str. 459.

pri tome, osiguravajuća kompanija nije u stanju da isplati naknadu štete (osiguranu sumu).¹⁶⁸ Umanjujući verovatnoću i/ili obim posledica nesolventnosti osiguravajuće kompanije za njene osiguranike i blagovremeno upozoravajući nadzorni organ na teškoće u funkcionisanju osiguravača, margina solventnosti jača poverenje javnosti u finansijsku stabilnost sektora osiguranja i doprinosi njegovom rastu i razvoju na zdravim osnovama. U meri u kojoj su zahtevi za kapitalom funkcija stvarnih rizika, oni destimulišu preterano rizično ponašanje osiguravača, kojim bi bili ugroženi interesi osiguranika, promovišući istovremeno kulturu merenja i kontrole rizika unutar sektora osiguranja.¹⁶⁹ Konačno, zahtevana margina solventnosti treba da posluži kao kompenzacija trećoj strani, koja bi preuzela portfelj nesolventnog osiguravača, čime se izbegava narušavanje kontinuiteta osiguravajućeg pokrića po postojećim polisama osiguranja tokom preostalog perioda na koji se one odnose. Imajući u vidu važne funkcije osiguranja u pogledu zaštite osiguranika, ali i podsticanja ekonomskog razvoja, može se zaključiti da je očuvanje solventnosti osiguravajućih kompanija u interesu ne samo pojedinaca i poslovnih subjekata, već i celokupne društvene zajednice i nacionalne ekonomije.

2.1.1. Nadzor nad solventnošću osiguravajućih kompanija

Višestruki značaj i jedinstvena svojstva delatnosti osiguranja uslovljavaju potrebu za veoma kompleksnim nadzorom (supervizijom) nad radom osiguravajućih organizacija. U širem smislu, funkcija nadzora objedinjuje odgovarajuću regulativu, kao i konkretne mere kontrole, intervencije i korekcije uočenih nepravilnosti u pogledu osnivanja, poslovanja i prestanka rada osiguravača. Prvenstveni cilj regulatornog i nadzornog organa sektora osiguranja je zaštita prava i interesa osiguranika (i trećih oštećenih lica), kao korisnika usluga osiguravajućih kompanija. Očuvanje solventnosti osiguravajućih kompanija se javlja kao neophodan preduslov za realizaciju tog cilja. U svrhe obezbeđenja kontinuirane sposobnosti osiguravača da ispuni preuzete obaveze prema osiguranicima, nadzorni organ ocenjuje njegovu trenutnu i predviđa buduću finansijsku situaciju. Adekvatnim standardima utvrđivanja margine solventnosti i permanentnom kontrolom njihove ispunjenosti generišu se podsticaji za osiguravače da aktivno upravljaju rizicima, omogućuje blagovremena identifikacija finansijskih teškoća pojedinačnih kompanija i preduzimanje odgovarajućih

¹⁶⁸ Holzmüller, I. (2008). „The United States RBC Standards, Solvency II, and the Swiss Solvency Test: A Comparative Assessment“. *Working Papers on Risk Management and Insurance*, No. 59, St. Gallen: Institute of Insurance Economics, University of St. Gallen, str. 2.

¹⁶⁹ IAA (2004), *op. cit.*, str. 9.

korektivnih mera čime se, u krajnjoj instanci, smanjuje očekivani iznos direktnih i indirektnih troškova nesolventnosti u sektoru osiguranja.¹⁷⁰

U finansijskoj teoriji, potreba za nadzorom nad solventnošću osiguravajućih kompanija se objašnjava neadekvatnim informacijama i nedovoljnim tržišnim podsticajima za sigurno ponašanje, kako na strani kupaca, tako i na strani prodavaca osiguranja.¹⁷¹ Naglašena složenost osiguravajućih operacija, ali i nedostatak vremena i sredstava, ograničavaju mogućnost neposrednog monitoringa osiguravača od strane samih osiguranika. Stabilan finansijski položaj kompanije u trenutku izdavanja polise osiguranja nije dovoljna garancija njene solventnosti u trenutku kada je potrebno nadoknaditi nastalu osiguranu štetu, jer u međuvremenu može doći do značajnog povećanja rizičnosti poslovanja. Zbog svoje profitne orijentisanosti, akcionarska društva za osiguranje, kao preovlađujući pravni oblik osiguravajućih organizacija, u odsustvu odgovarajuće nadzorne funkcije ne bi bila dovoljno motivisana da, držanjem većeg iznosa kapitala, svoje poslovanje učine što sigurnijim. Za osiguranike, rizik nesolventnosti osiguravača znači mogućnost da njihovi odštetni zahtevi neće biti ispunjeni, dok isti rizik za investitore podrazumeva mogućnost da željeni prinosi od ulaganja neće biti ostvareni. Ipak, za razliku od vlasnika akcija (ili udela), imaoći polisa generalno ne mogu diverzifikovati rizik nesolventnosti osiguravača, čime se dodatno naglašava uloga nadzornog organa u upravljanju ovim rizikom. Nadzor nad solventnošću je u interesu celokupnog sektora osiguranja, jer čak i retki pojedinačni slučajevi propasti osiguravajućih kompanija ugrožavaju ugled delatnosti i poverenje osiguranika, čime se dovodi u pitanje normalno funkcionisanje tržišta.¹⁷² Kada su slučajevi nesolventnosti osiguravača učestaliji, deo tereta nadoknade šteta nesolventnih osiguravača podnose preostali, solventni osiguravači i njihovi postojeći i potencijalni osiguranici, jer se iscrpljuju sredstva garantnog fonda, smanjuje ponuda i raste cena osiguranja.

Odgovarajućom regulativom propisuje se minimalni nivo margine solventnosti, odnosno način njegovog utvrđivanja, uz zahtev da stvarna margina bude veća, a najmanje jednaka propisanoj veličini. Odnos dveju veličina određuje konačnu ocenu solventnosti kompanije. U svojoj uprošćenoj formi, regulativa solventnosti ima oblik zahteva za obezbeđenjem i održanjem minimalnog garantnog fonda, kao uslova za osnivanje i

¹⁷⁰ Cummins, J.D., Harrington, S., Klein, R.W. (1995). „Insolvency Experience, Risk-Based Capital, and Prompt Corrective Action in Property-Liability Insurance”. *Journal of Banking and Finance*, 19, str. 512.

¹⁷¹ Eling, M., Schmeiser, H., Schmit, J.T. (2007). „The Solvency II Process: Overview and Critical Analysis“. *Risk Management and Insurance Review*, 10(1), str., str. 75.

¹⁷² Rees, R., Gravelle, H., Wambach, A. (1999). „Regulation of Insurance Markets“. *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 24(1), str. 57.

poslovanje osiguravajuće kompanije. Minimalni garantni fond predstavlja najniži propisani novčani iznos početnog fonda sigurnosti (osnovnog kapitala) kompanije. Njegova visina nije zasnovana na riziku, već je unapred definisana prema pravnom obliku društva, vrstama osiguranja (odnosno, linijama poslovanja) i/ili njihovom broju. Iako značajan sa aspekta kontrole solventnosti novoosnovanih i kompanija sa veoma niskim nivoom poslovne aktivnosti, zahtev za minimalnim garantnim fondom praktično nije relevantan za kompanije sa visokim premijskim volumenom, razuđenom strukturom portfelja i specifičnom izloženošću rizicima. Zato se javlja potreba za posebnom metodologijom u formi različitih aktuarskih modela za utvrđivanje zahtevane margine solventnosti koji će, u što većoj mogućoj meri, uvažiti stvarni rizični profil svake konkretne osiguravajuće kompanije.

Sa druge strane, struktura raspoloživog kapitala, koji treba da pokrije izračunati iznos zahtevane margine solventnosti, relativno je ujednačena između različitih režima solventnosti, uz eventualna odstupanja u načinu vrednovanja bilansnih stavki. Sa aspekta regulatornih i organa nadzora, raspoloživa margina solventnosti odgovara aktivni kompanije, oslobođenoj od svih tekućih i predvidivih obaveza i nematerijalnih ulaganja. Preciznije, ukoliko simbol A označava ukupnu aktivu, A' iznos nematerijalnih ulaganja i imovine nižeg kvaliteta (npr. učešća u zavisnim kompanijama, neobezbeđeni zajmovi, itd.), TR tehničke rezerve, OL ostale obaveze, koje nisu direktno povezane sa ugovorima o osiguranju, a čiji su delovi TR' i OL' , respektivno, kao „kvazi-kapital“ kvalifikovani za pokriće zahtevane margine solventnosti (kao što su rezerve za učešće u dobiti u životnim i rezerve za izravnjanje rizika u neživotnim osiguranjima, u prvom, odnosno, subordinirane obaveze, u drugom slučaju), K' označava deo kapitala osiguravača (K) koji nije kvalifikovan za pokriće zahtevane margine solventnosti (npr. deo neuplaćenog upisanog kapitala) i F označava vanbilansne pozicije koje su kvalifikovane za pokriće zahtevane margine solventnosti (latentne rezerve, anticipirani budući profit, potencijalni dodatni doprinosi članova društva za uzajamno osiguranje), tada raspoloživa margina solventnosti (MS) može biti iskazana pomoću tzv. „formule solventnosti“:¹⁷³

$$MS = A - A' - ((TR - TR') + (OL - OL')) - K' + F . \quad (2.1)$$

Kako na osnovu bilansne jednakosti važi: $K = A - (TR + OL)$, proizilazi sledeća relacija:

$$MS = K - A' + TR' + OL' - K' + F . \quad (2.2)$$

¹⁷³ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 43.

Dakle, sastavni elementi raspoložive margine solventnosti osiguravača su: osnovni kapital, statutarne i slobodne rezerve i neraspoređena dobit, koji su prilagođeni za iznose odgovarajućih bilansnih i vanbilansnih pozicija, u skladu sa smernicama nadležnog regulatornog organa. Stoga, uvažavajući bilansnu jednakost, jedan isti iznos raspoložive margine solventnosti može biti posmatran kako na strani aktive (kroz imovinu), tako i na strani pasive (kroz kapital) bilansa stanja osiguravača (videti grafikon 2.2).



Grafikon 2.2. *Raspoloživa margina solventnosti u odnosu na bilans stanja osiguravača*

Izvor: Sandström, A. (2006). *Solvency: Models, Assessment and Regulation*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 9.

Regulatorni okvir je svakako neophodan, ali ne i dovoljan uslov za ispunjenje osnovne svrhe postojanja i poslovanja osiguravača i zaštitu interesa osiguranika. Da bi se, na kontinuelnoj osnovi, obezbedilo poštovanje propisa i očuvanje finansijske stabilnosti osiguravača, neophodno je uspostaviti adekvatne praktične kontrolne mehanizme. Zbog toga, važnu komponentu svakog sistema nadzora nad solventnošću osiguravača predstavljaju predviđene aktivnosti organa nadzora, shodno odnosu između stvarno raspoloživog i hipotetičkog, minimalno potrebnog, nivoa kapitala. U zavisnosti od stepena u kome je kompanija suočena sa finansijskim teškoćama, delovanje nadzornog organa može da uključi obimnije zahteve za podacima, njihovu detaljniju analizu i kontrolu, zahtev da kompanija pripremi i predstavi plan finansijskog ozdravljenja, sugestivnu ili ultimativnu intervenciju i korekciju u poslovanju kompanije (poput zahteva za infuzijom kapitala, ograničavanja daljeg preuzimanja obaveza i raspolaganja imovinom, formiranja specijalnih depozita, itd.) i konačno, njeno preuzimanje u cilju sanacije, likvidacije ili stečaja.

Interesantno je napomenuti da, na osnovu proučavanja zabeleženih slučajeva nesolventnosti u prošlosti, većina istraživača deli stanovište prema kome propusti supervizije (u smislu neblagovremenog otkrivanja kompanija sa finansijskim problemima,

nedovoljnosti stručnih i materijalnih resursa, vremenskog raskoraka između prikupljanja (često neproverenih) podataka, njihove analize i preduzimanja odgovarajućih aktivnosti, ali čak i preuranjene intervencije), indirektno doprinose gašenju osiguravajućih kompanija.¹⁷⁴ Samo prisustvo garantnih fondova na tržištu osiguranja, kao elementa nadzora nad solventnošću, indukuje moralni hazard,¹⁷⁵ jer destimuliše osiguranike da samostalno nadziru solventnost osiguravača, čija se averzija prema riziku istovremeno smanjuje.¹⁷⁶ Pored toga, nadzor nad solventnošću osiguravača implicira mogućnost principal - agent problema, jer supervizori osiguranja, kao agenti na koje je taj nadzor delegiran, nastojeći da pridobiju političku podršku, odnosno, ublaže političke pritiske, ne postupaju uvek isključivo u javnom interesu.¹⁷⁷ Delujući multiplikativno, neadekvatan regulatorni i nadzorni pristup solventnosti osiguravača predstavlja svojevrsan izvor sistematskog rizika, kojim se intenzivira negativan uticaj drugih rizika na njihovo finansijsko zdravlje.¹⁷⁸

Nadzor nad solventnošću treba da obezbedi rane „signale upozorenja“ na potencijalne probleme u poslovanju osiguravača, kako bi oni bili blagovremeno otklonjeni i time sprečeno nastupanje nesolventnosti, odnosno kako bi njihove posledice bile minimizirane, ukoliko je nesolventnost neizbežna. Pri tome, doprinos osiguranja sigurnosti pojedinaca i razvoju nacionalne ekonomije ne može biti ostvaren u slučaju premalo, ali ni u slučaju previše kapitala koji se zadržava u svrhe pokrića rizika. Stoga, cilj nadzornog i regulatornog organa treba da bude veoma visok, ali ne i apsolutan nivo zaštite od nesolventnosti, kako bi se očuvala efikasnost sektora osiguranja. U protivnom, njihovo dejstvo postaje kontraproduktivno, narušavajući tržišnu strukturu i izazivajući takvo ponašanje tržišnih učesnika kojim se postojeće nesavršenosti tržišta ne ublažavaju, već zaoštravaju. Takav stav empirijski potvrđuju rezultati naučnih istraživanja ekonomskih efekata nadzora i regulative na tržište osiguranja. Na primer, *Munch* i *Smallwood* (1980) objašnjavaju smanjenje broja slučajeva nesolventnosti u uslovima postojanja minimalnih kapitalnih zahteva prvenstveno izostankom malih, uglavnom domaćih kompanija sa tržišta osiguranja, za koje takvi zahtevi

¹⁷⁴ Šire videti u: Redman, Scudellari, *op. cit.*, str. 869.; Kowalewski, K.J., Mascaro, A. (1994). *Economic Impact of Solvency Crisis in the Insurance Industry*. DIANE Publishing, str. 24-25.; Eling *et al.*, *op. cit.*, str. 14.

¹⁷⁵ Munch, P., Smallwood, D.E. (1980). „Solvency Regulation in the Property-Liability Insurance Industry: Empirical Evidence“. *The Bell Journal of Economics*, 11(1), str. 263.

¹⁷⁶ Ipak, navedeni argument protiv uspostavljanja institucionalnog mehanizma za nadzor nad solventnošću osiguravača je samo delimično prihvatljiv, ako se ima u vidu da se isplate iz garantnog fonda relizuju sa zakašnjenjem, da njihova visina može biti limitirana po svakom štetnom događaju i da se njima ne nadomešćuje izostanak drugih usluga osiguravača, kao što je, na primer, procena štete.

¹⁷⁷ Harrington, Niehaus, *op. cit.*, str. 111.

¹⁷⁸ Nebel, R. (2004). „Regulations as a Source of Systemic Risk: the Need for Economic Impact Analysis“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29(2), str. 281.

predstavljaju naročito opterećenje. Pored pozitivnih, takva situacija može imati i negativne efekte za osiguranike, ukoliko je reč o kompanijama koje nude specijalizovane proizvode, prilagođene potrebama i mogućnostima užiš tržišnih segmenata,¹⁷⁹ kao i ukoliko otežani ulazak novih učesnika, preko smanjenja konkurentskih pritisaka na postojeće kompanije, dovodi do generalnog porasta cena osiguranja.¹⁸⁰ Dokazujući da, ukoliko su osiguranici u potpunosti informisani o riziku osiguranja, osiguravači sami održavaju potreban nivo kapitala, *Rees et al.* (1999) zaključuju da je osnovna funkcija regulatora pre obezbeđenje informacija, nego nametanje kapitalnih zahteva. Slično, *van Rossum* (2005) upućuje na direktnu vezu između stepena regulacije i troškova za osiguravače, ali i njihove osiguranike.

Koliko god režim nadzora bio restriktivan, mogućnost propasti osiguravajućih kompanija jednostavno ne može biti eliminisana u potpunosti. U idealnoj, teorijskoj situaciji, minimalni kapitalni zahtev treba da bude definisan na nivou pri kome su marginalni troškovi kapitala za osiguravača i marginalne koristi za osiguranike međusobno izjednačeni.¹⁸¹ Značajno finansijsko opterećenje osiguravača, usled neopravdano visokih zahteva u pogledu solventnosti, obeshrabrjuje investicione i inovacione aktivnosti, umanjuje mogućnosti rasta i kreira podsticaje za potcenjivanje tehničkih rezervi, kao parametara kalkulacije margine solventnosti. Isuviše konzervativni kapitalni zahtevi uzrokuju povlačenje osiguranika, usled visoke cene osiguranja, kao i investitora, usled nedovoljnog prinosa na ulaganja, čime se, u krajnjoj liniji, podriva tržište osiguranja. Stoga, poželjan pristup determinisanju kapitalnog zahteva osiguravača podrazumeva, najpre, izbor relativno visokog nivoa poverenja da će obaveze prema osiguranicima biti izmirene u odgovarajućem vremenskom periodu, a zatim određivanje iznosa kapitala koji je potreban za njegovo zadovoljenje.

2.2. KLASIČNA TEORIJA RIZIKA

Klasična teorija rizika je usmerena ka determinisanju minimalnog iznosa kapitala koji je potreban za izbegavanje propasti (nesolventnosti) osiguravača u određenom konačnom, ili beskonačnom vremenskom horizontu. Polazeći od iznosa kapitala kojim osiguravač raspolaže, prisutno je nastojanje da se modelira agregatni iznos šteta, shodno kome bi

¹⁷⁹ Van Rossum, A. (2005). „Regulation and Insurance Economics“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 30(1), str. 46.

¹⁸⁰ Nebel, *op. cit.*, str. 266.

¹⁸¹ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 17.

trebalo odrediti adekvatan nivo premije osiguranja. U date svrhe, kao dva osnovna modela rizika u osiguranju, koriste se model individualnog i model kolektivnog rizika.

U okviru modela individualnog rizika, ukupan iznos šteta se dobija prostim sumiranjem međusobno nezavisnih iznosa šteta po svakoj pojedinačnoj polisi u okviru posmatranog portfelja osiguranja, u datom vremenskom periodu. Samim tim, raspodela ukupnog iznosa šteta osiguravača je određena konvolucijom funkcija raspodela iznosa šteta individualnih polisa osiguranja. Zbog svoje podložnosti matematičkom aparatu teorije verovatnoća i slučajnih procesa, kao i usled objektivnog problema nedovoljnosti podataka, model kolektivnog rizika preovlađuje u aktuarskoj teoriji i praksi. Agregatna raspodela šteta se aproksimira za celokupan portfelj osiguranja, koji je sačinjen od velikog broja polisa, uvođenjem slučajne promenljive kojom se opisuje broj dospelih odštetnih zahteva u obuhvaćenom vremenskom horizontu. Tačnije, model kolektivnog rizika se konstruiše na osnovu tri bazična procesa: procesa broja šteta, procesa iznosa šteta i procesa prihoda od premije osiguranja. Polazište definisanja procesa broja šteta je slučajna promenljiva $T_i, i \geq 0$, koja predstavlja trenutak dospeća i -tog odšetnog zahteva, dok se niz $\{T_i\}_{i \geq 0}$ označava nizom dospeća, pri čemu je logično da važi: $T_0 \equiv 0$. Broj šteta dospelih za isplatu do trenutka $t \geq 0$ može biti opisan slučajnom promenljivom $N_t = \max\{i \geq 1 : T_i \leq t\}$, a slučajni proces $\{N_t\}_{t \geq 0}$ označen procesom broja šteta.¹⁸²

Neka slučajna promenljiva $X_i, i \geq 1$ reprezentuje iznos isplate štete po osnovu odšetnog zahteva koji dospeva u trenutku $T_i, i \geq 1$. Ukoliko su promenljive X_1, X_2, \dots pozitivne, međusobno nezavisne i sa istom raspodelom verovatnoća, slučajni proces sa diskretnim parametrom $\{X_i\}_{i \geq 1}$ predstavlja proces iznosa šteta. Tada slučajna promenljiva:

$$S_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i \quad (2.3)$$

predstavlja ukupan iznos isplata šteta u periodu $(0, t]$. Pod pretpostavkom da su definisani procesi $\{N_t\}_{t \geq 0}$ i $\{X_i\}_{i \geq 1}$ međusobno nezavisni, slučajni proces $\{S_t\}_{t \geq 0}$ može biti označen procesom ukupnog (agregatnog) iznosa šteta.

¹⁸² Ukoliko slučajna promenljiva $A_i = T_i - T_{i-1}, i \geq 1$ reprezentuje vremenski period između dospeća dva uzastopna odšetna zahteva, niz $\{A_i\}_{i \geq 1}$ se naziva nizom međudolaznih vremena. Kako je očigledno da važi: $T_n = A_1 + A_2 + \dots + A_n = \sum_{i=1}^n A_i$, slučajna promenljiva N_t može biti definisana i u obliku: $N_t = \max\{n \geq 1 : \sum_{i=1}^n A_i \leq t\}$.

Kako je visina premije poznata u trenutku zaključenja ugovora o osiguranju, klasična teorija rizika pretpostavlja da je proces premijskog prihoda determinističke prirode. Stoga se prihod od premije $\Pi(t)$ posmatra kao linearno rastuća funkcija vremena:

$$\Pi(t) = ct, t \geq 0, \quad (2.4)$$

gde su:

$c > 0$ - premijska stopa, koja je konstanta, i

ct - ukupan premijski prihod u periodu $(0, t]$.

Kao rezultanta tri obrazložena procesa, u modelu kolektivnog rizika javlja se stohastički proces rizika $\{U_t\}_{t \geq 0}$. Za inicijalni kapital $u > 0$, slučajna promenljiva U_t , definisana na način:

$$U_t = u + \Pi(t) - S_t = u + ct - \sum_{i=1}^{N_t} X_i \quad (2.5)$$

predstavlja nivo kapitala osiguravača u trenutku t . Na osnovu slučajne promenljive:

$$V_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i - ct \quad (2.6)$$

definiše se tzv. proces viška šteta $\{V_t\}_{t \geq 0}$. Primarni cilj klasične teorije rizika je ocenjivanje verovatnoće propasti $\psi(u)$, usled čega se ona često označava teorijom propasti (engl. *ruin theory*). Propast se definiše kao događaj da promenljiva U_t postigne negativnu vrednost, odnosno da veličina V_t premaši iznos početnog kapitala u . Verovatnoća propasti, u oznaci $\psi(u, T)$, odnosno $\psi(u)$, za inicijalni kapital u , može biti definisana u konačnom vremenskom horizontu $(0, T]$ na način:

$$\psi(u, T) = P(U_t < 0, \text{ za neko } t \leq T) = P(V_t > u, \text{ za neko } t \leq T), \quad 0 < T < \infty, u > 0, \quad (2.7)$$

odnosno, u beskonačnom vremenskom horizontu:

$$\psi(u) = \lim_{T \rightarrow \infty} \psi(u, T) = P(U_t < 0, \text{ za neko } t > 0) = P(V_t > u, \text{ za neko } t > 0), \quad u > 0. \quad (2.8)$$

Trenutak $\tau > 0$, za koji važi:

¹⁸³ Pored verovatnoće propasti u kontinuelnom vremenu, moguće je definisati verovatnoću propasti i u diskretnom vremenu. Na primer, u beskonačnom vremenskom horizontu, može se posmatrati verovatnoća da se događaj propast realizuje u tačkama vremena: $\psi_r(u) = P(U_t < 0, \text{ za neko } t, t = r, 2r, 3r, \dots)$. Ukoliko nastupi u diskretnom, propast mora nastupiti i u kontinuelnom slučaju, dok obrnuto ne važi. Stoga je $\psi_r(u) < \psi(u)$. Ipak, za dovoljno malo r , $\psi_r(u)$ se može smatrati dobrom aproksimacijom $\psi(u)$.

$$\tau(T) = \inf\{t : 0 < t \leq T, U_t < 0\} = \inf\{t : 0 < t \leq T, V_t > u\}, \quad (2.9)$$

odnosno

$$\tau = \inf\{t > 0 : U_t < 0\} = \inf\{t > 0 : V_t > u\}, \quad (2.10)$$

predstavlja tzv. trenutak propasti, kao najraniji trenutak u kome proces rizika U_t postigne negativnu vrednost. Stoga, verovatnoća propasti može biti iskazana u obliku:

$$\psi(u, T) = P(\tau(T) \leq T) \quad (2.11)$$

u konačnom, odnosno

$$\psi(u) = P(\tau < \infty) \quad (2.12)$$

u beskonačnom vremenskom horizontu. Ispitivanje verovatnoće $\psi(u)$ u zavisnosti od iznosa početnog kapitala u i premijske stope c zahteva uvođenje dodatnih pretpostavki o raspodelama obuhvaćenih slučajnih promenljivih, čime se ostvaruje prelaz sa opšteg na posebni model kolektivnog rizika. Kao najstariji i najznačajniji među njima izdvaja se *Cramér-Lundberg-ov* model, koji će biti predmet razmatranja u nastavku rada.

2.2.1. Cramér - Lundbergov model

Savremena literatura iz oblasti aktuarstva označava švedskog matematičara *Filipa Lundberg-a* začetnikom teorije kolektivnog rizika. Njegov rad, koji datira iz 1903. godine, početkom '30-ih godina XX veka upotpunio je švedski statističar *Harald Cramér*, čime su uspostavljeni temelji moderne aktuarske matematike u oblasti neživotnih osiguranja. U poređenju sa modelom kolektivnog rizika u opštem slučaju, osnovna specifičnost *Cramér-Lundberg-ovog* modela tiče se pretpostavke o obliku raspodele verovatnoća promenljive N_t . Naime, proces broja šteta $\{N_t\}_{t \geq 0}$ u *Cramér-Lundberg-ovom* modelu je homogeni *Poisson-ov* proces sa intenzitetom $\lambda > 0$, kao brojački proces¹⁸⁴ sa sledećim svojstvima:

- 1) $N_0 = 0$ sa $P = 1$;
- 2) $\{N_t\}_{t \geq 0}$ je proces sa nezavisnim priraštajima, tj. za svaki izbor $n \geq 1$ i $0 < t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n < \infty$, slučajne promenljive $N_{t_1}, N_{t_2} - N_{t_1}, \dots, N_{t_n} - N_{t_{n-1}}$ su međusobno nezavisne;

¹⁸⁴ Brojački proces $\{N_t\}_{t \geq 0}$ opisuje broj posmatranih događaja koji su se desili u vremenskom periodu $(0, t]$. Bilo koji proces sa neprekidnim parametrom, koji za vrednosti uzima nenegativne cele brojeve i čije su realizacije rastuće, može biti označen brojačkim procesom.

3) za svaki izbor s i t , takav da je $0 \leq s < t < \infty$, slučajna promenljiva $N_t - N_s$ ima *Poisson*-ovu raspodelu sa parametrom $\lambda(t-s)$, tj. važi:

$$P(N_t - N_s = k) = \frac{(\lambda(t-s))^k}{k!} e^{-\lambda(t-s)}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.13)$$

Navedena svojstva mogu biti interpretirana u kontekstu neživotnog osiguranja, ukoliko se slučajna promenljiva N_t posmatra kao broj odštetnih zahteva dospelih do trenutka $t \geq 0$. Dakle, na početku posmatranog vremenskog horizonta nema dospelih odštetnih zahteva, brojevi odštetnih zahteva koji dospevaju u međusobno disjunktним intervalima vremena su međusobno nezavisni, i raspodela verovatnoća broja šteta u bilo kom intervalu zavisi samo od dužine tog intervala, ali ne i od položaja tog intervala na vremenskoj osi.¹⁸⁵ Jednostavno se dokazuje da definisani proces $\{N_t\}_{t \geq 0}$ zadovoljava relacije:

$$P(N_{t+h} - N_t = 1) = \lambda h + o(h) \quad (2.14)$$

$$P(N_{t+h} - N_t \geq 2) = o(h) \quad (2.15)$$

kada $h \rightarrow 0$,¹⁸⁷ tj. verovatnoća da se desi tačno jedan štetni događaj u veoma kratkom periodu je približno proporcionalna dužini tog perioda, dok je verovatnoća simultanog ostvarenja dva ili više štetnih događaja zanemarljivo mala. Na osnovu navedenog, trajektorije *Poisson*-ovog procesa $\{N_t\}_{t \geq 0}$ su monotono neopadajuće funkcije (tj. za sve $0 \leq s < t$ važi $N_s \leq N_t$), koje u tačkama rasta ostvaruju skok jednak 1. Iz osobina procesa $\{N_t\}_{t \geq 0}$ proizilazi da za svaki $t \geq 0$ promenljiva N_t ima *Poisson*-ovu raspodelu sa parametrom λt , dok niz međudolaznih vremena $\{A_i\}_{i \geq 1}$ (gde je $A_i = T_i - T_{i-1}, i \geq 1$ vremenski period između dva uzastopna odštetna zahteva) predstavlja niz nezavisnih slučajnih promenljivih, od kojih svaka ima eksponencijalnu raspodelu sa parametrom λ .

Polazeći od slučajne promenljive $X_i, i \geq 1$, koja predstavlja iznos odštetnog zahteva koji dospeva u trenutku $T_i = \inf\{t \geq 0 | N_t = i\}, i \geq 1$, definiše se proces iznosa šteta $\{X_i\}_{i \geq 1}$. U skladu sa opštim modelom kolektivnog rizika, promenljive X_1, X_2, \dots su pozitivne, međusobno nezavisne i sa istom funkcijom raspodele F_X , i procesi iznosa šteta $\{X_i\}_{i \geq 1}$ i

¹⁸⁵ Ukoliko raspodela priraštaja $X_t - X_s$ zavisi od razlike $t-s$, ali ne i od t i s pojedinačno, $\{X_t\}_{t \geq 0}$ je tzv. proces sa stacionarnim priraštajima (u užem smislu) ili homogen proces.

¹⁸⁶ Funkcija $f(\cdot)$ je $o(h)$ ukoliko $\lim_{h \rightarrow 0} \frac{f(h)}{h} = 0$, tj. ukoliko funkcija $f(h)$ opada brže od argumenta h .

¹⁸⁷ Dokaz videti u: Promislow, S.D. (2006). *Fundamentals of Actuarial Mathematics*. Toronto: John Wiley & Sons, str. 297.

dospeća šteta $\{T_i\}_{i \geq 1}$ su, takođe, međusobno nezavisni. Na osnovu slučajne promenljive $S_t, t \geq 0$, koja predstavlja ukupan iznos isplata šteta u periodu $(0, t]$:

$$S_t = \begin{cases} \sum_{i=1}^{N_t} X_i, & N_t > 0 \\ 0, & N_t = 0 \end{cases} \quad (2.16)$$

definiše se proces ukupnog iznosa šteta $\{S_t\}_{t \geq 0}$, kao složeni *Poisson*-ov proces (engl. *compound Poisson process*) sa karakteristikom (λ, F_X) ,¹⁸⁸ pri čemu su procesi $\{X_i\}_{i \geq 1}$ i $\{N_t\}_{t \geq 0}$ međusobno nezavisni. Polazeći od formule potpune verovatnoće i činjenice da je $N_t \sim \mathcal{Poi}(\lambda t)$, izvodi se izraz za funkciju generatrisa momenata promenljive S_t , u oznaci $G_{S_t}(\cdot)$, u proizvoljnoj tački h :

$$G_{S_t}(h) = e^{\lambda t(G_X(h)-1)}, \quad (2.17)$$

gde su:

- λ - parametar *Poisson*-ove raspodele broja odštetnih zahteva N_t dospelih u periodu $(0, t]$,
- $G_X(h)$ - funkcija generatrisa momenata promenljive iznosa odštetnog zahteva X_i koji dospeva u trenutku $T_i = \inf\{t \geq 0 | N_t = i\}, i \geq 1$.

Na osnovu funkcije generatrisa momenata promenljive S_t , određuje se matematičko očekivanje date promenljive u obliku:

$$E(S_t) = \lambda t E(X), \quad (2.18)$$

odnosno

$$E(S_t) = \lambda t E(X_1) \text{ za } E(X_1) < \infty. \quad (2.19)$$

Koristeći prethodno uvedenu notaciju, prema obrascu 2.5, definiše se promenljiva:

$$U_t = u + ct - \sum_{i=1}^{N_t} X_i, t \geq 0,$$

gde su:

- U_t - nivo kapitala osiguravača u trenutku $t \geq 0$,
- $u > 0$ - početni iznos kapitala,

¹⁸⁸ Analogno homogenom *Poisson*-ovom procesu $\{N_t\}_{t \geq 0}$, složeni *Poisson*-ov proces $\{S_t\}_{t \geq 0}$ je takođe proces sa nezavisnim i stacionarnim priraštajima.

¹⁸⁹ Dokaz videti u: Daykin *et al.* (1994), *op. cit.*, str. 59.

- $c > 0$ - konstantna premijska stopa,
- ct - ukupan premijski prihod u periodu $(0, t]$,
- X_i - iznos odštetnog zahteva koji dospeva u trenutku $T_i = \inf\{t \geq 0 | N_t = i\}, i \geq 1$,
- N_t - broj odštetnih zahteva dospelih do trenutka $t \geq 0$,
- $\sum_{i=1}^{N_t} X_i$ - ukupan iznos isplata šteta u periodu $(0, t]$.

Pomoću slučajne promenljive U_t , definiše se slučajni proces rizika $\{U_t\}_{t \geq 0}$, koji pokazuje kretanje kapitala osiguravača u toku vremena. Razlika ukupnih prihoda i rashoda osiguravajućeg portfelja u periodu $(0, t]$ je slučajna promenljiva V_t :

$$V_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i - ct, t \geq 0,$$

kojom se opisuje proces viška šteta $\{V_t\}_{t \geq 0}$. Na osnovu očekivane vrednosti promenljive U_t :

$$E(U_t) = u + ct - \lambda t E(X_1), \quad (2.20)$$

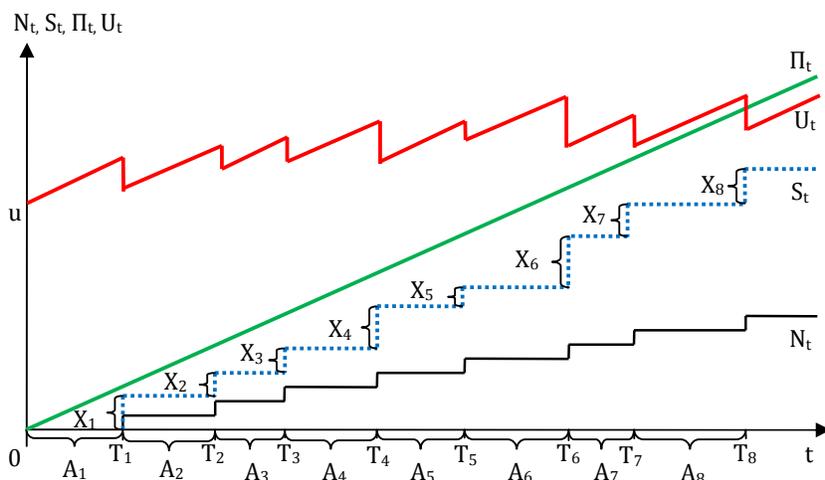
sledi da $\frac{E(U_t)}{t} \rightarrow c - \lambda E(X_1)$ kada $t \rightarrow \infty$. Dakle,

$$c - \lambda E(X_1) > 0,$$

odnosno

$$c > \lambda E(X_1) \quad (2.21)$$

predstavlja neophodan uslov za održanje solventnosti osiguravača.



Grafikon 2.3. Trajektorije procesa broja šteta, ukupnog iznosa šteta, premijskog prihoda i procesa rizika
 Izvor: Adaptirano prema Bühlmann, H. (2005). *Mathematical Methods in Risk Theory*. Berlin: Springer - Verlag, str. 128.

Isti uslov može biti dokazan u okviru detaljnije analize problema propasti u beskonačnom vremenskom horizontu u okviru *Cramér-Lundberg*-ovog modela, polazeći od pretpostavke da se propast može dogoditi u nekom trenutku T_n , za $n \geq 1$. Za $N_{T_n} = n$ sledi:

$$U_{T_n} = u + cT_n - \sum_{i=1}^n X_i = u + c \sum_{i=1}^n A_i - \sum_{i=1}^n X_i = u + \sum_{i=1}^n (cA_i - X_i). \quad (2.22)$$

Uvođenjem oznaka: $Y_i = X_i - cA_i$ za $i \geq 1$, $V_0 \equiv 0$ i $V_n = \sum_{i=1}^n Y_i$, moguće je zapisati:

$$U_{T_n} = u - V_n, n \geq 1, \quad (2.23)$$

gde V_n predstavlja slučajan hod na realnoj pravoj \mathbb{R} . Posledično, događaj propasti može biti definisan u sledećem obliku:

$$Propast = \left\{ \inf_{t>0} U_t < 0 \right\} = \left\{ \inf_{n \geq 1} U_{T_n} < 0 \right\} = \left\{ \inf_{n \geq 1} (u - V_n) < 0 \right\} = \left\{ \sup_{n \geq 1} V_n > u \right\}, \quad (2.24)$$

shodno čemu je verovatnoća propasti $\psi(u)$ jednaka:

$$\psi(u) = P\left(\sup_{n \geq 1} V_n > u \right). \quad (2.25)$$

Kako su nizovi $\{X_i\}_{i \geq 1}$ i $\{A_i\}_{i \geq 1}$ međusobno nezavisni, pri čemu je svaki od njih niz međusobno nezavisnih slučajnih promenljivih sa istom raspodelom, može se zaključiti da je i $\{Y_i\}_{i \geq 1}$ takođe niz nezavisnih promenljivih sa istom raspodelom verovatnoća. Iz dodatnih pretpostavki da je $P(Y_1 = 0) < 1$ i $E(X_1) < \infty$ i imajući u vidu da važi $A_1 \sim \mathcal{E}xp(\lambda)$, sledi da je:

$$E(Y_1) = E(X_1) - cE(A_1) = E(X_1) - \frac{c}{\lambda} < \infty. \quad (2.26)$$

Polazeći od navedenih tvrđenja i strogog zakona velikih brojeva, moguće je dokazati da je za $E(Y_1) \geq 0$, odnosno $c \leq \lambda E(X_1)$, verovatnoća propasti $\psi(u) = 1$ za bilo koji iznos početnog kapitala u .¹⁹⁰ Stoga, uslov $c > \lambda E(X_1)$, koji se označava uslovom neto profita, podrazumeva da je, za izbegavanje skoro izvesne propasti osiguravača, potrebno obezbediti da prosečni premijski prihodi budu veći od prosečnih rashoda na ime isplata odštetnih

¹⁹⁰ Dokaz videti u: Rolski, T., Schmidli, H., Schmidt, V., Teugels, J. (2001). *Stochastic Processes for Insurance and Finance*. New York: John Wiley & Sons, str. 234.

zahteva.¹⁹¹ Kako bi uslov neto profita bio zadovoljen, premijska stopa c mora uključiti koeficijent sigurnosti η , tako da je:

$$c = (1 + \eta)\lambda E(X_1).^{192} \quad (2.27)$$

Važno je napomenuti da, čak i pri ispunjenom uslovu neto profita, mogućnost propasti nije u potpunosti eliminisana, već se samo može očekivati da je $\psi(u) < 1$ za neki iznos početnog kapitala u . Da bi bila determinisana gornja granica verovatnoće propasti u *Cramér-Lundberg*-ovom modelu, pored uslova neto profita, potrebno je da važi i tzv. uslov malih šteta, koji podrazumeva da je raspodela iznosa šteta takva da $X_i, i \geq 1$ ima funkciju generatriše momenata $G_{X_1}(\cdot)$ u okolini nule, tj. da postoji $\varepsilon > 0$ takvo da je:

$$G_{X_1}(h) = E(e^{hX_1}) < \infty, \text{ za svako } h \in (-\varepsilon, \varepsilon). \quad (2.28)$$

U takvoj situaciji, s obzirom na međusobnu nezavisnost nizova $\{X_i\}_{i \geq 1}$ i $\{A_i\}_{i \geq 1}$, proizilazi da i funkcija generatriše momenata promenljive Y_1 , u oznaci $G_{Y_1}(\cdot)$, takođe postoji u okolini tačke nula. Ukoliko, pri tome, jednačina po z :

$$G_{Y_1}(z) = E(e^{zY_1}) = E(e^{z(X_1 - cA_1)}) = 1 \quad (2.29)$$

ima jedinstveno pozitivno rešenje r , tada se r označava koeficijentom prilagođavanja ili *Lundberg*-ovim koeficijentom. Definisani koeficijent predstavlja osnov za formulisanje tzv. *Lundberg*-ove nejednakosti, kao jednog od elementarnih rezultata klasične teorije rizika. Naime, ako je u *Cramér-Lundberg*-ovom modelu zadovoljen uslov neto profita i ako postoji *Lundberg*-ov koeficijent r , tada za svaki početni iznos kapitala $u > 0$ važi:

$$\psi(u) \leq e^{-ru}, \quad (2.30)$$

na osnovu čega je: $\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 0$. *Mikosh* (2004) dokazuje *Lundberg*-ovu nejednakost indukcijom po n , polazeći od verovatnoće propasti prilikom ili pre dospeća za isplatu n -tog odštetnog zahteva:

¹⁹¹ Interesantno je primetiti da matematičko očekivanje $E(X)$ zadovoljava sve aksiome prethodno obrazloženog koncepta koherentnosti, tj. da važi: $P(X \leq Y) = 1 \Rightarrow E(X) \leq E(Y)$, $E(aX + b) = aE(X) + b$ i $E(X + Y) \leq E(X) + E(Y)$. Pošto *Cramér-Lundberg*-ov model upućuje na neupotrebljivost ovakve mere rizika, njime se podriva značaj koncepta koherentnosti i opravdava primena mere kao što je vrednost pod rizikom.

¹⁹² Navedeni princip kalkulacije premije, koji implicira da je $\Pi(t) = (1 + \eta)E(S_t)$, naziva se principom očekivane vrednosti. Pored tog principa, u relevantnoj literaturi iz oblasti aktuarstva susreću se i drugi principi formiranja neto premije neživotnih osiguranja, o kojima će biti više reči u narednom delu rada.

$$\psi_n(u) = P\left(\max_{1 \leq k \leq n} V_k > u\right) = P(V_k > u, \text{ za neko } k = 1, 2, \dots, n).$$

Pošto je $\lim_{n \rightarrow \infty} \psi_n(u) = \psi(u)$ za svako $u > 0$, dovoljno je dokazati da važi $\psi_n(u) \leq e^{-ru}$ za svako $n \geq 1$ i $u > 0$. Najpre se, za $n=1$, koristeći nejednakost *Markov*-a i činjenicu da je $G_{Y_1}(r) = 1$, dokazuje da je:

$$\psi_1(u) = P(V_1 > u) = P(Y_1 > u) \leq \frac{E(e^{rY_1})}{e^{ru}} = \frac{G_{Y_1}(r)}{e^{ru}} = e^{-ru}. \quad (2.31)$$

Može se, dalje, pretpostaviti da nejednakost (2.30) važi za n i dokazati da ona tada važi i za $n+1$ na sledeći način:

$$\begin{aligned} \psi_{n+1}(u) &= P\left(\max_{1 \leq k \leq n+1} V_k > u\right) = P(V_1 > u) + P\left(\max_{2 \leq k \leq n+1} V_k > u, V_1 \leq u\right) \\ &= P(Y_1 > 0) + P\left(\max_{2 \leq k \leq n+1} (Y_1 + (V_k - Y_1)) > u, Y_1 \leq u\right) \end{aligned} \quad (2.32)$$

Iz međusobne nezavisnosti promenljivih $Y_1 = X_1 - cA_1$ i $\{V_k - Y_1\}_{k=2}^{n+1}$ i činjenice da niz slučajnih promenljivih $\{V_k - Y_1\}_{k=2}^{n+1}$ ima istu raspodelu kao i niz $\{V_k\}_{k=2}^{n+1}$, dalje sledi:

$$\begin{aligned} \psi_{n+1}(u) &= \int_u^{+\infty} dF_{Y_1}(x) + \int_{-\infty}^u P\left(\max_{2 \leq k \leq n+1} (Y_1 + (V_k - Y_1)) > u \mid Y_1 = x\right) dF_{Y_1}(x) = \\ &= \int_u^{+\infty} dF_{Y_1}(x) + \int_{-\infty}^u P\left(\max_{1 \leq k \leq n} (x + V_k) > u\right) dF_{Y_1}(x) \end{aligned} \quad (2.33)$$

Jasno je da, u slučaju prvog sabirka izraza (2.33), važi sledeće:

$$\int_u^{+\infty} dF_{Y_1}(x) \leq \int_u^{+\infty} e^{r(x-u)} dF_{Y_1}(x), \quad (2.34)$$

dok drugi sabirak karakteriše nejednakost:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^u P\left(\max_{1 \leq k \leq n} (x + V_k) > u\right) dF_{Y_1}(x) &= \int_{-\infty}^u P\left(\max_{1 \leq k \leq n} V_k > u - x\right) dF_{Y_1}(x) = \\ &= \int_{-\infty}^u \psi_n(u - x) dF_{Y_1}(x) \leq \int_{-\infty}^u e^{-r(u-x)} dF_{Y_1}(x) \end{aligned} \quad (2.35)$$

Na osnovu (2.34) i (2.35) sledi:

$$\psi_{n+1}(u) \leq \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-r(u-x)} dF_{Y_1}(x) = e^{-ru} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{rx} dF_{Y_1}(x) = e^{-ru} G_{Y_1}(r) = e^{-ru}, \quad (2.36)$$

čime je dokazano da je $\psi_n(u) \leq e^{-ru}$, za svako $n \geq 1$ i $u > 0$, a samim tim je dokazana i *Lundberg*-ova nejednakost. Što je veći iznos početnog kapitala u , odnosno, što je veća vrednost koeficijenta r , utoliko je i verovatnoća propasti manja. *Lundberg*-ova nejednakost

implicira da, pri zadovoljenom uslovu malih šteta i dovoljno velikom inicijalnom kapitalu, opasnost od propasti osiguravača, u principu, ne postoji.

Cramér-ova ocena propasti omogućuje preciznije opisivanje asimptotskog ponašanja verovatnoće propasti $\psi(u)$. Naime, ukoliko u *Cramér-Lundberg*-ovom modelu važi uslov neto profita, ako je F_{X_1} funkcija raspodele apsolutno neprekidne slučajne promenljive X_1 , za koju postoji funkcija generatrisa momenata u nekoj okolini nule $(-\varepsilon, \varepsilon)$ i postoji *Lundberg*-ov koeficijent r za koji važi $r \in (0, \varepsilon)$, tada postoji konstanta za koju važi:

$$\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u)e^{ru} = \frac{c - \lambda E(X_1)}{\lambda r} \left(\int_0^{\infty} x e^{rx} \bar{F}_{X_1}(x) dx \right)^{-1} = const., \quad (2.37)$$

gde

$$\bar{F}_{X_1}(x) = 1 - F_{X_1}(x) = P(X_1 > x) \quad (2.38)$$

predstavlja desni rep raspodele iznosa šteta.¹⁹³ Kao posledica navedene ocene propasti javlja se tzv. *Cramér-Lundberg*-ova aproksimacija verovatnoće propasti, u oznaci $\psi_{clapp}(u)$:

$$\psi_{clapp}(u) = \frac{c - \lambda E(X_1)}{\lambda r} \left(\int_0^{\infty} x e^{rx} \bar{F}_{X_1}(x) dx \right)^{-1} e^{-ru}. \quad (2.39)$$

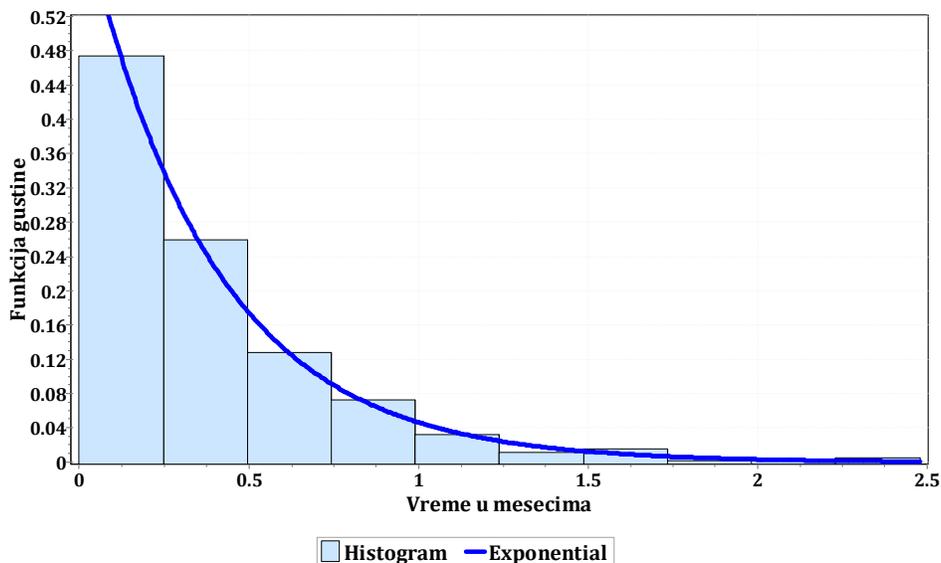
Dakle, pored početnog iznosa kapitala u i koeficijenta prilagođavanja r , verovatnoća propasti osiguravača uslovljena je i očekivanim iznosom šteta $E(X_1)$, ali i oblikom funkcije raspodele F_{X_1} . Pri tome, treba imati u vidu da navedena aproksimacija verovatnoće propasti važi isključivo pod uslovom malih šteta, tj. pod pretpostavkom da iznosi šteta slede raspodelu sa „lakim“ repom.

2.2.1.1. Primena *Cramér - Lundberg*ovog modela na podacima iz osiguranja

Objašnjeni *Cramér-Lundberg*-ov model može biti primenjen na konkretnim podacima o štetama u jednoj vrsti neživotnih osiguranja za određenu osiguravajuću kompaniju koja posluje u Srbiji. Raspoloživim uzorkom obuhvaćene su 652 opservacije. Vremenski period između uzastopnih odštetnih zahteva, kao slučajna promenljiva, može biti opisan eksponencijalnom raspodelom, sa parametrom čija je ocenjena vrednost $\hat{\lambda} = 2,65$. Prikaz

¹⁹³ Dokaz videti u: Mikosh, T. (2004). *Non-life insurance mathematics: an introduction with stochastic processes*. Berlin: Springer – Verlag, str. 166-171.

histograma frekvencija za datu promenljivu i prilagođene funkcije gustine eksponencijalne raspodele je dat na grafikonu 2.4.



Grafikon 2.4. Histogram frekvencija i funkcija gustine za vreme između uzastopnih odštetnih zahteva
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Budući da je vrednost statistike *Kolmogorov-Smirnov* testa manja od odgovarajuće kritične vrednosti, nulta hipoteza, prema kojoj vreme između uzastopnih odštetnih zahteva u datoj vrsti osiguranja sledi eksponencijalnu raspodelu, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 2.1).

Tabela 2.1. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele vremena između uzastopnih odštetnih zahteva

Test	<i>Kolmogorov - Smirnov</i>		
Obim uzorka	651		
Statistika testa	0,01504		
P-vrednost	0,99808		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,05322	0,05950	0,06385
Prihvataljivost H_0	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Sa teorijskog aspekta posmatrano, eksponencijalna raspodela predstavlja standardnu raspodelu iznosa šteta koja se koristi za aproksimaciju verovatnoće propasti u kontekstu *Cramér-Lundberg*-ovog modela.¹⁹⁴ Raspoloživim podacima o iznosima šteta, čiji je histogram frekvencija prikazan na grafikonu 2.5, može biti prilagođena eksponencijalna raspodela sa

¹⁹⁴ Prikaz raspodele koje se koriste za modeliranje broja i iznosa šteta u neživotnom osiguranju će biti dat u narednom delu rada.

parametrom čija je ocenjena vrednost $\hat{\lambda}=1$. Pod pretpostavkom da je takva raspodela u posmatranoj situaciji adekvatna, verovatnoća propasti može biti eksplicitno izračunata. Naime, ukoliko iznosi šteta slede eksponencijalnu raspodelu verovatnoća, *Cramér-Lundberg*-ova aproksimacija verovatnoće propasti $\psi(u)$ (prema obrascu 2.39) je egzaktna i jednaka:¹⁹⁵

$$\psi(u) = \frac{\lambda \cdot E(X_1)}{c} e^{-ru} = \frac{1}{1+\eta} e^{-\frac{\eta u}{(1+\eta)E(X_1)}}, \quad (2.40)$$

gde su:

- $\lambda > 0$ - parametar eksponencijalne raspodele vremena između uzastopnih odštetnih zahteva,
- $c > 0$ - konstantna premijska stopa,
- $E(X_1)$ - očekivana vrednost međusobno nezavisnih iznosa šteta sa istom funkcijom raspodele F_{X_1} ,
- r - *Lundberg*-ov koeficijent,
- $u > 0$ - početni iznos kapitala,
- η - koeficijent sigurnosti.

Pri koeficijentu sigurnosti $\eta=12\%$ i očekivanoj vrednosti iznosa individualnih šteta $E(X_1)=1$ milion dinara (RSD), premijska stopa c je, prema obrascu 2.27, jednaka 2,97, čime je zadovoljen uslov neto profita (u skladu sa 2.21). Tada jednačina 2.29 ima jedinstveno pozitivno rešenje $r=0,107744$, koje predstavlja *Lundberg*-ov koeficijent. Ukoliko je na posmatranu vrstu osiguranja inicijalno alociran kapital od 25 miliona RSD, verovatnoća propasti portfelja u beskonačnom vremenskom horizontu iznosi 0,0603.

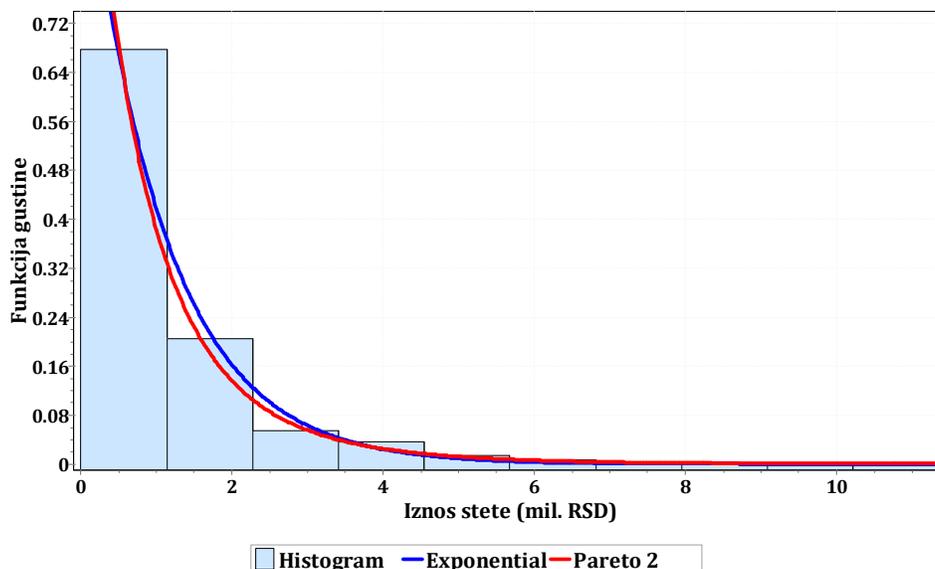
Tabela 2.2. *Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta*

Test	<i>Kolmogorov - Smirnov</i>					
Obim uzorka	652					
Oblik raspodele	Eksponencijalna			Pareto		
Ocenjene vrednosti parametara	1			5,7 i 5,0		
Statistika testa	0,07618			0,03469		
P-vrednost	0,00097			0,40356		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,05318	0,05945	0,06380	0,05318	0,05945	0,06380
Prihvatljivost H_0	Ne	Ne	Ne	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

¹⁹⁵ Dokaz videti u: Klugman *et al.*, *op. cit.*, str. 245.

Uprkos poželjnim matematičkim svojstvima, eksponencijalna raspodela iznosa šteta se retko susreće u praksi neživotnih osiguranja. U konkretnom slučaju, rezultati *Kolmogorov-Smirnov* testa pokazuju da stepen prilagođavanja podataka o iznosima šteta eksponencijalnoj raspodeli nije zadovoljavajući. Sa druge strane, nulta hipoteza, prema kojoj isti podaci slede *Pareto* raspodelu sa parametrima čije su ocenjene vrednosti $\hat{\alpha} = 5,7$ i $\hat{\theta} = 5,0$, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 2.2).



Grafikon 2.5. Histogram frekvencija iznosa šteta i prilagođena funkcija gustine

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Kao raspodela sa teškim repom, *Pareto* raspodela nema funkciju generatrisa momenata, zbog čega nije moguće izračunati *Lundberg*-ov koeficijent. Ipak, čak i u takvoj situaciji, verovatnoća propasti $\psi(u)$ može biti izračunata primenom tzv. *Beekman*-ove formule konvolucije,¹⁹⁶ polazeći od:

$$\psi(u) = 1 - \phi(u), \quad (2.41)$$

gde je $\phi(\cdot)$ verovatnoća doživljenja u beskonačnom vremenskom horizontu, koja ima složenu geometrijsku raspodelu sa karakteristikom (p, H) , tako da su:

$$p = 1 - \frac{\lambda E(X_1)}{c} \quad (2.42)$$

i

¹⁹⁶ Videti u: Beekman, J.A. (1968). „Collective risk results“. *Transactions of Society of Actuaries*, 20(57), str. 182-199.

$$H(x) = \int_0^x \frac{1 - F_{X_1}(y)}{E(X_1)} dy, \quad (2.43)$$

na osnovu čega sledi da je:

$$\psi(u) = 1 - \sum_{n=0}^{\infty} H^{*n}(u) p (1-p)^n, \quad (2.44)$$

gde $H^{*n}(u)$ označava n -tu konvoluciju funkcije $H(u)$.¹⁹⁷ U konkretnim primenama, vrednosti funkcije $\psi(u)$, prema obrascu 2.44, mogu biti aproksimirane pomoću rekurzivne metode, uz prethodnu diskretizaciju funkcije $H(\cdot)$.¹⁹⁸ Korišćenjem softverskog programa R,¹⁹⁹ dati postupak je sproveden na raspoloživim podacima,²⁰⁰ čime su, za početni iznos kapitala od 25 miliona RSD, i pri nepromenjenim ostalim uslovima, aproksimirane donja i gornja granica verovatnoće propasti od 0,0584 i 0,2145, respektivno. Interesantno je sagledati obrazac ponašanja verovatnoće propasti u zavisnosti od različitih vrednosti inicijalnog kapitala osiguravača u i koeficijenta sigurnosti η , kao parametara na koje osiguravač može uticati.

Tabela 2.3. *Aproksimacija verovatnoće propasti za različite nivoe kapitala i koeficijenta sigurnosti*

Početni kapital u	Koeficijent sigurnosti η							
	5%		10%		15%		20%	
	d. granica	g. granica	d. granica	g. granica	d. granica	g. granica	d. granica	g. granica
5	0,6889	0,8353	0,5003	0,7060	0,3788	0,6029	0,2967	0,5199
10	0,5383	0,7368	0,3193	0,5548	0,2044	0,4261	0,1392	0,3330
15	0,4219	0,6506	0,2054	0,4370	0,1120	0,3022	0,0699	0,2145
20	0,3311	0,5746	0,1327	0,3445	0,0619	0,2146	0,0327	0,1386
25	0,2599	0,5075	0,0859	0,2716	0,0344	0,1526	0,0161	0,0896
30	0,2042	0,4483	0,0557	0,2142	0,0192	0,1086	0,0081	0,0580
35	0,1604	0,3960	0,0362	0,1690	0,0108	0,0772	0,0041	0,0376
40	0,1261	0,3498	0,0235	0,1333	0,0061	0,0550	0,0021	0,0244
45	0,0991	0,3091	0,0153	0,1052	0,0034	0,0391	0,0011	0,0158
50	0,0779	0,2730	0,0100	0,0830	0,0019	0,0279	0,0005	0,0103

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

¹⁹⁷ Dokaz videti u: Kaas, R. (2004). „Beekman’s Convolution Formula“. *Encyclopedia of Actuarial Science*, Vol. 1, Teugels, J.L., Sundt, B. (eds.), John Wiley & Sons, str. 168.

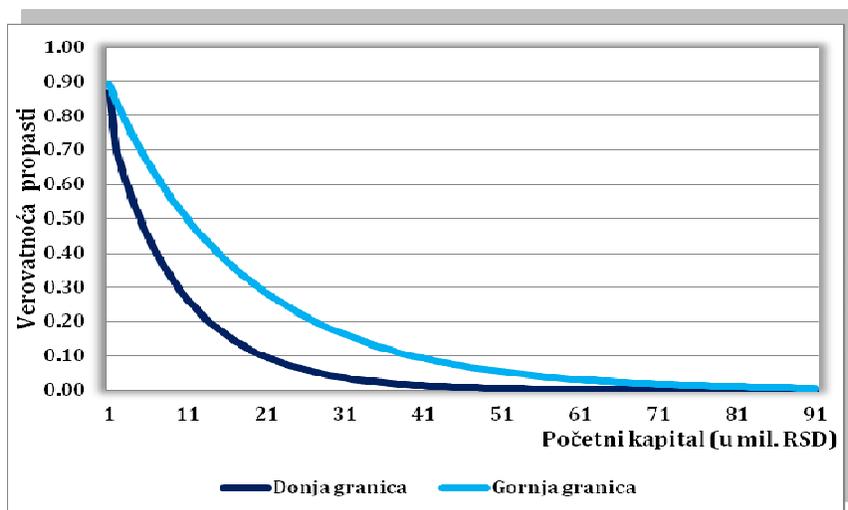
¹⁹⁸ Rekurzivna metoda će biti detaljno obrazložena u trećem delu rada.

¹⁹⁹ Šire videti u: Dutang, C., Goulet, V., Pigeon, M. (2012). „Risk theory features of actuar“. *The R Project*. (preuzeto 06.12.2014. sa <http://cran.r-project.org/web/packages/actuar/vignettes/risk.pdf>), str. 9-17.

²⁰⁰ Ukoliko je raspodela iznosa šteta *Pareto* sa parametrima 5,7 i 5, tj. $F_{X_1}(x) = 1 - \left(\frac{5}{x+5}\right)^{5,7}$ za $x > 0$ i

$E(X_1) = 1$, tada je $H(x) = \int_0^x \left(\frac{5}{x+5}\right)^{5,7} dy = 1 - \left(\frac{5}{x+5}\right)^{4,7}$, tj. $H(x)$ je funkcija verovatnoća *Pareto* raspodele sa parametrima 4,7 i 4.

Na osnovu podataka koji su sadržani u tabeli 2.3, očigledno je da verovatnoća propasti portfelja opada sa rastom inicijalnog kapitala i koeficijenta sigurnosti. Pri istoj vrednosti koeficijenta sigurnosti, pad verovatnoće propasti u funkciji kapitala osiguravača će biti utoliko veći što je početni nivo kapitala manji, i obrnuto. Istovremeno se sa rastom kapitala sužava odstupanje između ocenjene donje i gornje granice verovatnoće propasti, tj. njena aproksimacija postaje preciznija.²⁰¹



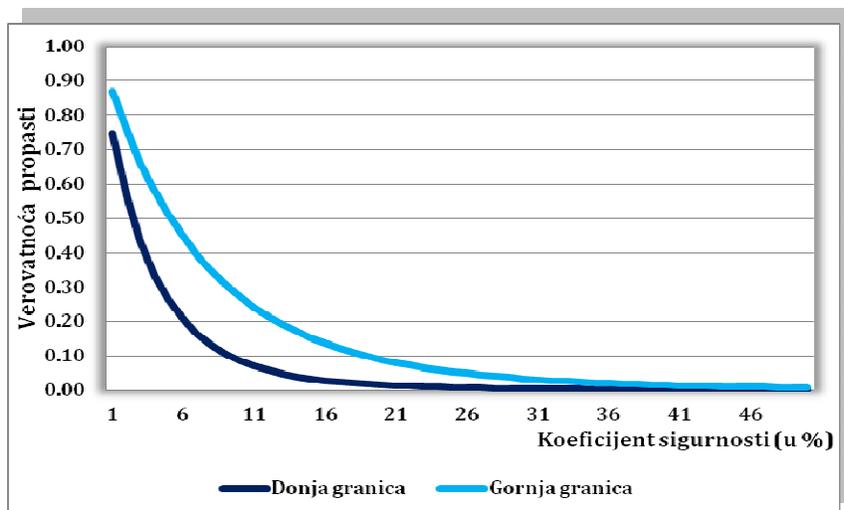
Grafikon 2.6. *Aproksimacija verovatnoće propasti za različite nivoe kapitala pri koeficijentu sigurnosti $\eta = 12\%$*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Grafikon 2.6. ilustruje funkciju aproksimirane verovatnoće propasti u beskonačnom vremenskom horizontu u zavisnosti od različitih nivoa početnog kapitala i pri fiksnom koeficijentu sigurnosti. Ukoliko se, u posmatranom primeru, toleriše verovatnoća propasti od 0,5% , uz koeficijent sigurnosti od 12%, na datu vrstu osiguranja je potrebno alocirati 80 mil. RSD, što je više nego trostruko veće od prvobitnog iznosa kapitala (25 mil. RSD). Takav rezultat može biti objašnjen činjenicom da iznosi šteta slede raspodelu sa teškim repom, koja se, usled relativno velike mogućnosti ostvarenja katastrofalnih šteta, smatra „opasnom“²⁰² i iziskuje relativno veliki iznos raspoloživih sredstava osiguravača za pokriće mogućih gubitaka.

²⁰¹ Preciznost aproksimacije verovatnoće propasti uslovljena je i veličinom tzv. „koraka“ pri diskretizaciji funkcije $H(\cdot)$. Naime, aproksimirane donja i gornja granica verovatnoće propasti će biti utoliko veće, a odstupanje među njima utoliko manje što je ovaj korak manji, pri istom nivou kapitala i koeficijenta sigurnosti. U posmatranom primeru, diskretizacija je izvršena sa korakom vrednosti 1.

²⁰² Mikosh, *op. cit.*, str. 89.



Grafikon 2.7. *Aproximacija verovatnoće propasti za različite vrednosti koeficijenta sigurnosti pri početnom kapitalu $u = 25$ mil. RSD*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Isti nivo verovatnoće propasti može biti ostvaren variranjem koeficijenta sigurnosti, pri nepromenjenom iznosu kapitala osiguravača. Sa verovatnoćom od 99,5%, raspoloživi kapital od 25 mil. RSD će biti dovoljan za izmirenje svih obaveza kompanije u datoj vrsti osiguranja u rokovima njihovog dospeća ukoliko se koeficijent sigurnosti poveća na čak 46% (videti grafikon 2.7).

Rezultati sprovedene analize upućuju na zaključak da posmatrani portfelj osiguranja nije u dovoljnoj meri zaštićen od rizika propasti. U cilju očuvanja solventnosti u teorijskom beskonačnom vremenskom horizontu, potrebno je povećati nivo kapitala i/ili koeficijenta sigurnosti u datoj vrsti osiguranja. Ipak, konačna odluka o ukupnom iznosu kapitala koji je potreban za pokriće rizika treba da uvaži i rizične karakteristike drugih vrsta osiguranja kojima se data kompanija bavi, kao i njihovu međusobnu (ne)zavisnost, što će biti sprovedeno u kasnijim delovima rada.

2.2.1.2. Ograničenja Cramér - Lundbergovog modela

Kao klasičan model rizika, *Cramér-Lundberg*-ov model se odlikuje fleksibilnošću, jer svaka njegova komponenta, uključujući premije, intenzitet i frekvenciju šteta, može biti zasebno modelirana, bilo na nivou pojedinačnih linija poslovanja, ili ukupnog portfelja osiguranja. Njegova popularnost, sa analitičkog aspekta posmatrano, može se objasniti činjenicom da bilo koji brojački proces $\{N_t\}_{t \geq 0}$ sa nezavisnim priraštajima i očekivanom

vrednošću $E(N_t)$ kao neprekidnom, monotono rastućom funkcijom vremena, može biti konvertovan u *Poisson*-ov proces, uvođenjem nove vremenske varijable.²⁰³ Ipak, naglašena jednostavnost *Poisson*-ovog procesa nije samo izvor prednosti, već i ozbiljnih nedostataka obrazloženog modela kolektivnog rizika.

Iako široko prihvaćene u matematici neživotnih osiguranja, pretpostavke na kojima počiva *Cramér-Lundberg*-ov model su isuviše restriktivne, zbog čega nisu uvek realne. Pod dejstvom različitih vremenskih efekata, stacionarnost i nezavisnost priraštaja procesa broja šteta su, neretko, narušene u praksi. Na primer, ovaj model nije adekvatan za situacije u kojima učestalost šteta varira između različitih perioda unutar jedne godine (kao što je slučaj sa saobraćajnim nezgodama u osiguranju motornih vozila), ili se povećava tokom godina (kao što je slučaj sa prirodnim nepogodama u uslovima klimatskih promena). Stoga je prikladniji izbor nehomogenog *Poisson*-ovog procesa, čiji intenzitet λ nije konstanta, već deterministička funkcija vremena $\lambda(t)$, i čiji priraštaji nisu nužno stacionarni. Međutim, posebno ograničenje *Poisson*-ovog procesa odnosi se na jedinične skokove u tačkama rasta njegovih trajektorija, usled kojih nije moguće modelirati posledice štetnih događaja koji pogađaju više osiguranih objekata istovremeno. *Poisson*-ov proces jednostavno ne pruža uvek verodostojan prikaz dospeća odštetnih zahteva u osiguranju. Naime, kod pojedinih tipova štetnih događaja (kao što su, na primer, oluje) mogu postojati značajni, čak i višegodišnji pomaci između njihovih uzastopnih realizacija. Precizno modeliranje velikih međudolaznih vremena zahteva primenu raspodela čiji su repovi teži od eksponencijalne raspodele, poput log-normalne ili *Pareto* raspodele.²⁰⁴ Pretpostavka o međusobnoj nezavisnosti slučajnog niza $\{X_i\}_{i \geq 1}$ i slučajnog procesa $\{N_t\}_{t \geq 0}$ je u suprotnosti sa činjenicom da su štete koje se javljaju u veoma velikom broju obično relativno malog intenziteta, i obrnuto.²⁰⁵

Kako bi bila omogućena odgovarajuća kvantitativna analiza, realno funkcionisanje kompanija za neživotno osiguranje je u *Cramér-Lundberg*-ovom modelu veoma pojednostavljeno. Model pretpostavlja da je izdavanje polisa (sa istovetnim uslovima osiguranja) uniformno raspoređeno u toku cele godine, dok se štete prijavljuju i nadoknađuju u trenutku njihovog nastanka (zbog čega ne postoji potreba za rezervama za štete), i to u celosti (čime je isključena mogućnost franšize, odnosno, podosiguranja).

²⁰³ Bühlmann, H. (2005). *Mathematical Methods in Risk Theory*. Berlin: Springer - Verlag, str. 38.

²⁰⁴ Mikosh, *op. cit.*, str. 59.

²⁰⁵ Olivieri, Pitacco, *op. cit.*, str. 29.

Zanemareni su troškovi poslovanja, novčani prilivi i odlivi po osnovu reosiguranja, kao i potencijalni prinos od ulaganja raspoloživog kapitala osiguravača.

Kao što je ilustrovano na konkretnom primeru, *Lundberg*-ova nejednakost nije primenljiva u slučaju raspodela sa teškim repom, za koje funkcija generatrisa momenata nije definisana u okolini nule. Samim tim, model nije prikladan za one vrste osiguranja u kojima su moguće pojedinačne krupne ili katastrofalne štete. Dalje, model ima u vidu isključivo rizik nedovoljnosti premije usled slučajnih fluktuacija šteta, kao jedan od rizika osiguranja, zapostavljajući sve ostale rizike koji ugrožavaju finansijsko zdravlje osiguravača. Čak i ukoliko se prihvati ograničenost teorije rizika na rizik premije, prisutan je problem njene praktične primenljivosti, naročito imajući u vidu međusobnu heterogenost osiguravajućih kompanija u pogledu strukture i veličine portfelja osiguranja i obezbeđenog reosiguravajućeg pokrića,²⁰⁶ ali i heterogenost različitih linija poslovanja unutar svake od njih, u pogledu raspodela verovatnoća odnosnih šteta.

Relaksiranjem striktnih pretpostavki *Cramér-Lundberg*-ovog modela, dobijaju se realističniji modeli teorije kolektivnog rizika, koji su aktuelan predmet daljeg istraživanja i usavršavanja u savremenoj aktuarskoj nauci. Na primer, uopšteniji proces obnavljanja, u okviru tzv. *Sparre-Andersen*-ovog modela, zadržava pretpostavku o međusobno nezavisnim i jednako, ali ne nužno eksponencijalno raspedeljenim međudolaznim vremenima, čime *Lundberg*-ova nejednakost nije narušena.²⁰⁷ U situacijama u kojima nivo premije osiguranja direktno zavisi od prethodnog iskustva u pogledu realizacije šteta (na primer, u uslovima primene bonus - malus sistema), i premijski prihod (a ne samo broj i iznos šteta) se posmatra kao odgovarajući stohastički proces. Pored navedenih, javljaju se i pokušaji nalaženja optimalnog načina investiranja viška kapitala osiguravača, kojim će se minimizirati verovatnoća propasti, ili maksimizirati isplata dividendi za vlasnike osiguravajuće kompanije.²⁰⁸ Ipak, obrazloženi *Cramér-Lundberg*-ov model ima ulogu standarda u okvirima klasične teorije rizika, dok svi ostali modeli predstavljaju njegove modifikacije, koje se odlikuju većim stepenom prilagođenosti stvarnoj dinamici funkcionisanja osiguravajućeg portfelja, ali istovremeno i većim stepenom matematičke kompleksnosti.

²⁰⁶ De Wit, G.W., Kastelij, W.M. (1980). „The solvency margin of non-life insurance companies“. *ASTIN Bulletin*, 11(2), str. 136.

²⁰⁷ Šire videti u: Rolski *et al.*, *op. cit.*, str. 249-263.

²⁰⁸ Šire videti u: Dickson, D.C.M. (2005). *Insurance Risk and Ruin*. Cambridge: Cambridge University Press, str. 180-186.

2.3. KLASIFIKACIJA MODELA ZA UTVRĐIVANJE MARGINE SOLVENTNOSTI

Posmatrano iz istorijske perspektive, moguće je razlikovati klasični i ekonomski pristup utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija.²⁰⁹ Intenzivan razvoj klasičnog pristupa započet je nakon II svetskog rata, oslanjajući se na teoriju kolektivnog rizika, i uvažavajući prevashodno rizike osiguranja. U neživotnom osiguranju, klasični pristup obuhvata modele utvrđivanja margine solventnosti na bazi kombinovanog i drugih racio pokazatelja profitabilnosti poslova osiguranja, ili na bazi fluktuacija agregatnog iznosa šteta. Prvi pravac istraživanja, utemeljen pionirskim radom holandskog profesora *Cornelis Campagne*-a i njegovih sledbenika, rezultovao je današnjim modelom fiksnog koeficijenta. Drugi pravac istraživanja, čijim se začetnikom označava finski profesor *Teivo Pentikäinen*, poslužio je delom kao uporište razvoja savremenih probablističkih pristupa riziku i propasti.

Ekonomski pristup, sa druge strane, pri izračunavanju margine solventnosti uzima u obzir sve rizike koji ugrožavaju poslovanje osiguravajućih kompanija, čije se delovanje ispoljava kako na strani aktive, tako i na strani pasive njihovog bilansa stanja, kao i njihovu interakciju. Kao takav, on inkorporira elemente moderne finansijske teorije u pogledu tretmana rizika, prinosa i vrednovanja imovine i obaveza osiguravača. Početak razvoja ekonomskog pristupa vezuje se za '80-te godine XX veka, zahvaljujući izvesnim nacionalnim (prvenstveno u vidu doprinosa finske²¹⁰ i britanske²¹¹ radne grupe za solventnost) i internacionalnim inicijativama (koje su rezultovale održavanjem Prve (1986),²¹² a zatim i Druge (1988) međunarodne konferencije za solventnost osiguravača, i omogućile sučeljavanje stavova i razmenu iskustava „tradicionalnih“ evropskih i „modernih“ američkih aktuara). Kao jedan od njihovih ishoda, nastao je model adekvatnosti kapitala u Severnoj Americi, dok su se pojedine evropske zemlje opredelile za izgradnju sopstvenih modela za utvrđivanje solventnosti osiguravača, koristeći napredne tehnike scenario analize i dinamičkog modeliranja novčanih tokova.

Aktuarski modeli koji se, u savremenim uslovima, koriste za utvrđivanje zahtevane margine solventnosti, mogu biti klasifikovani na osnovu više kriterijuma. Najpre je, imajući

²⁰⁹ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 9-20.

²¹⁰ Šire videti u: Pentikäinen, T., Rantala, J. (ed.) (1982). *Solvency of Insurers and Equalization Reserves: General Aspects*. Vol. 1, Helsinki: Insurance Publishing Company Ltd.

²¹¹ Šire videti u: Daykin, C., Devitt, E., Khan, M., McCaughan, J. (1984). „The solvency of general insurance companies“. *Journal of the Institute of Actuaries*, 111(2), str. 279-336.

²¹² Šire videti u: Cummins, J.D., Derring, R.A. (eds) (1988). *Classical Insurance Solvency Theory*. Norwell: Kluwer Academic Publishers.

u vidu različite regulatorne pristupe evaluaciji solventnosti osiguravača na globalnom nivou, moguće izdvojiti modele fiksnog koeficijenta i modele adekvatnosti kapitala sa jedne, i teorijske (probabilističke) pristupe riziku i propasti i pristupe zasnovane na scenariju razvoja događaja, sa druge strane.²¹³ S obzirom na njihovu vremensku perspektivu, modeli prve kategorije se označavaju statičkim, dok su modeli druge kategorije dinamički. Statički modeli razmatraju finansijski položaj kompanije u određenom vremenskom trenutku, na osnovu vrednosti računovodstvenih kategorija, odnosno pozicija bilansa stanja i bilansa uspeha kompanije. Zahtevani kapital prema dinamičkim modelima zasniva se na projekcijama finansijskog položaja u budućnosti, na osnovu novčanih tokova koji će biti generisani datim bilansnim pozicijama u izabranom vremenskom horizontu.

U zavisnosti od uloge regulatornih organa u njihovoj primeni, modeli prve kategorije predstavljaju modele zasnovane na pravilima. Naime, modele fiksnog koeficijenta i modele adekvatnosti kapitala karakterišu striktno propisane vrednosti faktora rizika i odgovarajuće kategorije u odnosu na koje se ti faktori primenjuju. Teorijski pristupi riziku i štetama, sa druge strane, su u potpunosti zasnovani na principima. Od osiguravajuće kompanije se očekuje da formuliše sopstveno viđenje neophodnog iznosa kapitala, na osnovu internih modela koji poštuju generalno uspostavljene principe, čija se interpretacija vrši u zavisnosti od konkretnih okolnosti. Ideja koja leži u osnovi ovakvog pristupa jeste da različite kompanije treba da poseduju različite nivoe kapitala koji bi, umesto na arbitrarno ustanovljenim pretpostavkama, bili zasnovani na realnim ocenama rizika sa kojima se one suočavaju. Konačno, pristupe zasnovane na scenariju razvoja događaja karakteriše kombinovana primena pravila i principa. Dok su scenarija uglavnom unapred specificirana, vrednovanje imovine i obaveza osiguravača se vrši na osnovu opštih principa.²¹⁴

Podela na statičke i dinamičke modele utvrđivanja margine solventnosti može se smatrati najsveobuhvatnijom i najrelevantnijom u sklopu savremenih tendencija njihovog razvoja, iz čega proizilazi potreba za detaljnijom analizom njenih osnovnih odrednica i podvrsta modela koje ona obuhvata.

2.3.1. Statički modeli za utvrđivanje margine solventnosti

Primenom statičkih modela, margina solventnosti se izračunava na osnovu odgovarajućih pozicija finansijskih izveštaja osiguravača (i, u manjoj meri, napomena uz te

²¹³ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 18.

²¹⁴ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 28.

izveštaje), usled čega se oni alternativno označavaju „modelima bilansa stanja“.²¹⁵ Zbog isključive zasnovanosti na istorijskim podacima, statički modeli su naglašeno retrospektivne prirode. Pored mahom bilansnih stavki, kao kategorija koje prezentuju izloženost rizicima, visina zahtevane margine solventnosti determinisana je i odgovarajućim faktorima (koeficijentima, indeksima) rizika, čije su vrednosti, ili pojedini parametri njihovog izračunavanja, unapred definisani, zbog čega se modeli date kategorije takođe nazivaju i „faktorskim modelima“. Kako je sam način izračunavanja zahtevane margine solventnosti, na bazi pomenutih rizičnih kategorija (varijabli) i faktora rizika striktno definisan, statički pristupi predstavljaju tzv. „pristupe zasnovane na formulama“.²¹⁶

U osnovi statičkih modela prepoznaje se računovodstveni pristup evaluaciji solventnosti osiguravajuće kompanije. Racio solventnosti kompanija koje se bave neživotnim osiguranjem, na primer, može biti definisan u vidu odnosa sopstvenog kapitala osiguravača i premije u samoprdržaju tokom prethodne poslovne godine. Pošto se premija u samoprdržaju utvrđuje uvećanjem premije sopstvenog portfelja za iznos premije primljenih saosiguranja i njenim umanjenjem za iznos premije prenete u saosiguranje i reosiguranje, smatra se da ona adekvatno aproksimira zadržane rizike osiguranja. Sa aspekta stabilnosti poslovanja osiguravača, poželjna je veća vrednost ovog racija. Usled dugoročne prirode obaveza kompanija koje se bave osiguranjem života, prihodi od premije ostvareni u toku jedne poslovne godine nisu pogodni za sagledavanje preuzetih rizika u ovoj vrsti osiguranja. Stoga se, kao analogni pokazatelj u oblasti životnog osiguranja, javlja odnos između sopstvenog kapitala i matematičke rezerve (ili ukupnih tehničkih rezervi), kao mere preuzetih obaveza prema osiguranicima. Adekvatnost kapitala u odnosu na rizike investiranja, tržišne i kreditne rizike, sa druge strane, može biti ocenjena dovođenjem u vezu aktive i sopstvenog kapitala osiguravača. Statički modeli upravo polaze od navedenog skupa racio pokazatelja, proširujući ga i dodeljujući svakom od njih (ili njihovim recipročnim vrednostima) odgovarajući iznos u vidu faktora rizika, koji se zatim koristi pri utvrđivanju zahtevane margine solventnosti.

Metodologija obračuna zahtevanog kapitala je jednoobrazna za sve kompanije i uglavnom diferencirana na nivou skupina životnih i neživotnih osiguranja. Vrednosti faktora rizika mogu biti fiksne ili opadajuće, kao i diferencirane između pojedinih linija poslovanja, odnosno rizičnih varijabli na koje se oni primenjuju. U slučaju većeg broja

²¹⁵ Feldblum (1992), *op. cit.*, str. 511.

²¹⁶ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 180.

varijabli kojima se prezentuje izloženost jednoj istoj kategoriji rizika, moguć je komparativan pristup (gde najveći dobijeni iznos predstavlja zahtevanu marginu solventnosti) ili kumulativan, tj. aditivni pristup (gde zahtevana margina solventnosti odgovara zbiru dobijenih iznosa). Efekti reosiguranja, kao najvažnije tehnike upravljanja rizicima, se uzimaju u obzir korišćenjem neto vrednosti rizičnih varijabli ili, alternativno, odgovarajućim korigovanjem rezultata dobijenog na bruto podacima. U opštem slučaju, osiguravač je solventan ukoliko je njegov raspoloživi kapital (kao suma vrednosti zakonom dopuštenih računovodstvenih pozicija) veći od izračunate zahtevane margine solventnosti.

Kao što je navedeno, unutar kategorije statičkih modela utvrđivanja solventnosti osiguravača razlikuju se modeli fiksnog koeficijenta i modeli adekvatosti kapitala, koji će biti predmet razmatranja u nastavku rada. Ekvivalentna je podela statičkih modela na tzv. sveobuhvatne pristupe, prema kojima se zahtevana margina solventnosti zasniva na manjem broju fundamentalnih agregata koji karakterišu osiguravajuću kompaniju kao jedinstvenu celinu, i analitičke pristupe, koji nastoje da identifikuju i kvantifikuju pojedinačne rizike kojima je kompanija izložena, u cilju alokacije odgovarajućeg iznosa kapitala na svakog od njih.²¹⁷ Na sličan način, statičke modele je moguće razvrstati na „modele koji su zasnovani na volumenu poslovanja osiguravača“, sa jedne, i „modele koji su zasnovani na rizicima“, sa druge strane.²¹⁸

2.3.1.1. Model fiksnog koeficijenta

U okviru modela fiksnog koeficijenta, zahtevana margina solventnosti se vezuje za unapred definisani procenat vrednosti određenih pozicija bilansa stanja ili bilansa uspeha osiguravača, za koje se pretpostavlja da su visoko korelisane sa stepenom izloženosti riziku. Opšta odlika modela fiksnog koeficijenta je veoma uzak skup kategorija kojima se aproksimira izloženost rizicima. U ulozi takvih kategorija, u oblasti neživotnih osiguranja, mogu se naći prvenstveno prihodi od premije i prosečni rashodi po osnovu šteta, kao mere preuzetih, odnosno ispunjenih obaveza iz osiguranja,²¹⁹ što upućuje na zaključak da se potreban kapital za obezbeđenje solventnosti osiguravača odmerava isključivo u odnosu na rizike osiguranja. Fakturisana premija je adekvatan indikator stepena izloženosti riziku za sve linije poslovanja koje karakteriše relativno visoka ažurnost u rešavanju odštetnih

²¹⁷ Bellando, *op. cit.*, str. 40.

²¹⁸ Eling *et al.*, *op. cit.*, str. 78.

²¹⁹ Чернова, *op. cit.*, str. 402.

zahteva, dok linijama sa relativno sporijim procesom rešavanja šteta pre odgovara prosečna vrednost nastalih osiguranih šteta tokom određenog vremenskog perioda.²²⁰ Vrednost faktora rizika je najčešće definisana jedinstveno za celokupan portfelj neživotnog osiguravača. Ipak, prisutna je mogućnost njenog umanjenja u slučaju viška premija ili šteta iznad unapred definisanog graničnog iznosa, uzimajući u obzir da je volatilnost osiguranih rizika manja i pouzdanost predviđanja njihovih budućih realizacija veća, što je portfelj osiguranja veći, pod ostalim nepromenjenim uslovima.²²¹

Iako svojevremeno široko zastupljen na globalnom nivou, model fiksnog koeficijenta se, izuzev Evropske unije, kao najrelevantnijeg primera njegove primene, u savremenim uslovima retko susreće u zemljama sa razvijenim tržištem osiguranja. Njegova upotreba je danas pre karakteristična za zemlje čija su tržišta osiguranja u razvoju (poput Kine, Indije, Turske, Meksika, bivših sovjetskih i jugoslovenskih republika), u vidu prelaznog rešenja na putu izgradnje ili redefinisavanja njihovih sopstvenih režima solventnosti za sektor osiguranja.

Polazište određivanja zahtevane margine solventnosti u poslovima neživotnih osiguranja osiguravača koji posluju u EU u obračunskom periodu t predstavlja veći od iznosa premijske osnove PB_t i osnove šteta SB_t datog perioda. U prvom slučaju, kao mera izloženosti riziku koristi se veći od godišnjih iznosa bruto fakturisane, odnosno bruto merodavne (tj. zarađene) premije osiguranja, uvećane za iznos aktivnih premija perioda po osnovu primljenih saosiguranja i reosiguranja i umanjene za iznos poreza i taksi iz premija, kao i za iznos otpisanih premija, u oznaci P_t . Premijska osnova se izračunava primenom faktora rizika (tzv. premijskog indeksa) u iznosu od 18% na deo premije koji ne prevazilazi 50 miliona evra (EUR), odnosno 16% na višak premije iznad navedenog limita (ukoliko on postoji):

$$PB_t = (0,18 \cdot \min(P_t, 50 \text{ mil. EUR}) + 0,16 \cdot \max(P_t - 50 \text{ mil. EUR}, 0)) \cdot r, \quad r \geq 0,50. \quad (2.45)$$

Osnova šteta, sa druge strane, se bazira na prosečnom iznosu merodavnih (tj. nastalih osiguranih) šteta tokom prethodne tri godine \bar{S} , koje se utvrđuju na osnovu sume odnosnih godišnjih iznosa rešenih šteta, uvećane razlikom između rezervisanih šteta na kraju i na početku datog trogodišnjeg perioda (uključujući pripadajuće iznose po osnovu

²²⁰ Kočović, Plavšić, *op. cit.*, str. 70.

²²¹ Rizična varijabla u životnom osiguranju zavisi od prirode zaključenog ugovora. Kod osiguranja za slučaj smrti, rizični kapital, kao iznos koji bi osiguravač u slučaju trenutne realizacije osiguranog rizika morao dodati matematičkoj rezervi do punog iznosa osigurane sume, predstavlja odgovarajuću meru izloženosti riziku precenjenog životnog veka. U slučaju doživotnog isplaćivanja anuiteta, tehničke rezerve u osiguranju života (prvenstveno matematička rezerva) prikladnije reflektuju izloženost riziku potcenjenog životnog veka

primljenih saosiguranja i reosiguranja) i umanjene sumom odnosnih godišnjih iznosa regresa. Odgovarajući faktori rizika (tzv. indeksi šteta) iznose 26% za deo prosečnih šteta koji ne prevazilazi 35 miliona EUR, odnosno 23% za višak prosečnih šteta iznad navedenog limita (ukoliko on postoji):

$$SB_t = \left(0,26 \cdot \min\left(\bar{S}_t, 35 \text{ mil. EUR}\right) + 0,23 \cdot \max\left(\bar{S}_t - 35 \text{ mil. EUR}, 0\right) \right) \cdot r, \quad r \geq 0,50. \quad (2.46)$$

Obračun kako premijske, tako i osnove šteta, podrazumeva primenu tzv. stope samoprdržaja r , kao učešća merodavnih šteta u samoprdržaju u ukupnim merodavnim štetama, posmatranim tokom prethodne tri godine. Ipak, umanjene zahtevane margine solventnosti po osnovu transfera dela osiguranog rizika na reosiguravača je ograničeno dozvoljenom minimalnom vrednošću date stope od 50%, čime se nastoji uvažiti prisustvo rizika reosiguranja.

Uprkos naglašenoj rigidnosti prikazane metodologije obračuna, evidentni su pokušaji prilagođavanja vrednosti njenih parametara, i osnova njihove primene, specifičnim rizičnim karakteristikama pojedinih poslovnih linija. Tako, na primer, za osiguravače koji se bave nekom od poslovnih linija koje karakteriše izrazita fluktuacija rezultata poslovanja, uključujući osiguranje kredita, osiguranje jemstva i osiguranje od rizika oluje, grada i mraza, referentni period za obračunavanje prosečnog iznosa merodavnih šteta obuhvata prethodnih sedam godina. U slučaju dobrovoljnog zdravstvenog osiguranja koje se zasniva na tehničkim osnovama sličnim osiguranju života, pri izračunavanju zahtevane margine solventnosti primenjuje se jedna trećina vrednosti navedenih faktora rizika, dok se u slučaju osiguranja od odgovornosti zbog upotrebe vazduhoplova i plovnih objekata i osiguranja od opšte odgovornosti, premije i štete, kao rizične varijable, uvećavaju za 50%.²²²

Jedna trećina izračunate zahtevane margine solventnosti (kao većeg od iznosa premijske i osnove šteta) predstavlja tzv. garantni fond, kao dodatni „kontrolni punkt“ u procesu nadzora nad solventnošću osiguravača. Njegov najniži dozvoljeni apsolutni novčani iznos (tzv. minimalni garantni fond) je definisan u rasponu od 2 do 3 miliona EUR,²²³ shodno

²²² EC (2002). „Directive 2002/13/EC of the European Parliament and of the Council of March 5 amending Council Directive 73/239/EEC as regards the solvency margin requirements for non-life insurance undertakings“, *Official Journal of the European Communities*, 2002/13/EC, čl. 1.

²²³ Navedeni apsolutni novčani iznosi su predmet godišnje revizije, u cilju prilagođavanja kretanju evropskog indeksa potrošačkih cena. Prema poslednjim izmenama, sprovedenim 2011. godine, granični iznosi premija i šteta prilikom obračuna margine solventnosti neživotnih osiguravača iznose 61,3 mil. EUR i 42,9 mil. EUR, respektivno, dok su iznosi minimalnog garantnog fonda između 2,5 i 3,7 mil. EUR. Šire videti u: EU (2011). „Notice regarding the adaptation in line with inflation of certain amounts laid down in the life and non-life insurance directives“, *Official Journal of the European Union*, 2011/C 365/5.

strukturi osiguravajućeg portfelja,²²⁴ ali nezavisno od njegovog obima. Konkretna osiguravajuća kompanija je solventna ukoliko je njena raspoloživa margina solventnosti najmanje jednaka većem od iznosa izračunate zahtevane margine solventnosti i minimalnog garantnog fonda. Prema relevantnoj regulativi, raspoloživu marginu solventnosti konstituišu uplaćeni akcijski kapital, rezerve i neraspodeljena dobit, a umanjuju gubitak, nematerijalna ulaganja i otkupljene sopstvene akcije. Kao njeni dopunski elementi mogu se pojaviti kumulativne preferencijalne akcije, subordinirani zajmovi, hartije od vrednosti bez roka dospeća, polovina neuplaćenog upisanog kapitala, latentne rezerve po osnovu vrednovanja imovine i, u slučaju društava za uzajamno osiguranje, deo potraživanja na ime dodatnih doprinosa članova, ali uz procentualno ograničenje njihovog učešća u margini solventnosti.²²⁵

U praksi, minimalni garantni fond retko prevazilazi rezultat koji se dobija primenom premijske, ili osnove šteta (izuzev u slučaju mladih i kompanija sa manjim portfeljom osiguranja). Generalno posmatrano, zahtevana margina solventnosti je obično određena prihodima od premije u periodima ekspanzije poslovnih aktivnosti kompanije, odnosno prosečnim iznosom šteta u periodima smanjenja obima poslovanja.²²⁶ Prelaz sa premijskog na indeks šteta, kao determinantnu margine solventnosti, ostvaruje se pri nivou racija šteta od približno 69% ($18/26 \approx 16/23 \approx 69\%$).²²⁷

Narušavanjem odnosa raspoloživog i zahtevanog kapitala aktivira se kontrolni mehanizam mera usmerenih ka poboljšanju finansijskog položaja osiguravača. Ukoliko je stvarna margina solventnosti niža od zahtevane (tj. pri vrednosti racio broja dveju veličina koja je manja od 100%), nadzorni organ je ovlašćen da zahteva od osiguravača da pripremi i prezentuje sveobuhvatan plan finansijskog ozdravljenja (tzv. plan solventnosti). Ako se, pri tome, raspoloživa margina solventnosti spusti ispod nivoa garantnog fonda (tj. pri vrednosti racija raspoloživog i zahtevanog kapitala manjoj od 33,33%), osiguravač ima obavezu podnošenja kratkoročnog finansijskog plana, kojim će biti definisan način trenutnog delovanja u cilju otklanjanja nastalih teškoća u poslovanju. Istovremeno, organ nadzora ima pravo na delimičnu ili potpunu zabranu slobodnog raspolaganja imovinom

²²⁴ EC (2002). „Directive 2002/13/EC of the European Parliament and of the Council of March 5 amending Council Directive 73/239/EEC as regards the solvency margin requirements for non-life insurance undertakings“, *Official Journal of the European Communities*, 2002/13/EC, čl. 1.

²²⁵ *Ibidem*, čl. 1.

²²⁶ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 189.

²²⁷ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 24.

osiguravača.²²⁸ Konačno, neispunjenje navedenih planova u predviđenom roku podrazumeva gubitak dozvole za rad osiguravača.²²⁹

2.3.1.1.1. Prednosti i nedostaci modela fiksnog koeficijenta

Najznačajnija prednost modela fiksnog koeficijenta ogleda se u jednostavnosti njegove primene i lakoći interpretacije dobijenih rezultata. Jasnoća pristupa je važna ne samo sa aspekta osiguravača, već i osiguranika i drugih zainteresovanih subjekata. Poverenje u stabilnost i sigurnost konkretne osiguravajuće kompanije upravo se temelji na razumevanju metodoloških aspekata utvrđivanja njene solventnosti.²³⁰ Zahtevi za podacima su minimalni, model je troškovno efikasan, a dobijeni rezultati uporedivi između različitih osiguravajućih kompanija. Iz zasnovanosti na istorijskim, činjeničnim podacima, proizilazi objektivnost, kao dodatna prednost modela.

Moguće je, istovremeno, izdvojiti veći broj nedostataka koji su imanentni modelu fiksnog koeficijenta. Najpre, zahtevana margina solventnosti za neživotne osiguravače se obračunava uvažavajući isključivo (i samo delimično) rizike čiji se izvori nalaze na strani pasive bilansa stanja, tj. rizike osiguranja, dok su svi ostali rizici kojima je izloženo njihovo poslovanje u potpunosti zanemareni.²³¹ Tokom '90-ih godina prošlog veka pojavila se ideja o uvođenju indeksa rezervi, kao alternative (ili, čak, i dopune) premijskom i indeksu šteta, koji bi bio primenjivan na rezervisane štete neživotnih osiguravača u zemljama članicama Evropske unije.²³² Indeks rezervi bi odražavao rizik nedovoljnosti rezervi za štete, kao i rizike investiranja u linijama sa dugim repom.²³³ Ipak, time se potencijalno stvaraju negativni podsticaji za osiguravače da, potcenjujući rezerve za štete, zahtevanu marginu

²²⁸ EEC (1992). „Council directive 92/49/EEC of 18 June 1992 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to direct insurance other than life and amending Directives 73/239/EEC and 88/357/EEC“, *Official Journal of the European Communities*, 92/49/EEC, čl. 13.

²²⁹ *Ibidem*, čl. 14.

²³⁰ Jović (2009), *op. cit.*, str. 30.

²³¹ Aktuelna regulativa solventnosti osiguravača u EU samo indirektno uvažava finansijske rizike, kroz kvantitativna ograničenja investiranja imovine koja služi za pokriće tehničkih i garantne rezerve. Međutim, potreba za kontinuiranim prilagođavanjem turbulentnom poslovnom okruženju, promenljiva rizičnost postojećih i pojava novih finansijskih instrumenata, kao i ograničene prinostne mogućnosti u uslovima rigidnih kvantitativnih ograničenja uslovljavaju neminovnost njihovog napuštanja i zamene fleksibilnim kvalitativnim ograničenjima u budućnosti, uz istovremeno eksplicitno uključenje rizika investiranja u obračun zahtevanog kapitala.

²³² Müller *et al.*, *op. cit.*, str. 18.

²³³ U modelu fiksnog koeficijenta za neživotne osiguravače koji je primenjivan u Australiji (u periodu 1973.-2001. godine), na primer, rezervisane štete u samopridržaju su predstavljale, zajedno sa prihodima od premije, jedan od dva osnova primene faktora rizika (u iznosu od 15%, odnosno 20%, respektivno) u kalkulaciji zahtevane margine solventnosti.

solventnosti prikažu što nižom, istovremeno povećavajući izloženost riziku dovoljnosti rezervi i ugrožavajući solventnost. Pored toga, rizici investiranja su imanentni celokupnoj imovini, a ne samo onoj koja ima ulogu pokrića tehničkih rezervi, odnosno rezervi za štete, kao njihovog najobimnijeg elementa. Stoga je logičnije da ukupna aktiva osiguravača bude osnov izračunavanja zahtevanog kapitala za pokriće rizika investiranja u osiguranju. Sa praktičnog aspekta posmatrano, primena rezervi za štete u date svrhe može biti problematična u uslovima nekonzistentnosti njihovog izračunavanja između kompanija,²³⁴ kao i njihovog iskazivanja na nominalnoj osnovi, kada one već uključuju implicitnu marginu kojom se štite osiguranici.²³⁵

I pored ograničenosti modela samo na aktuarske rizike, tretman rizika reosiguranja, kao jednog od njih, nije adekvatan. Dati rizik se uvažava samo indirektno, kroz arbitrarno limitiranje stope samopridržaja, nezavisno od kvaliteta i vrste obezbeđenog reosiguravajućeg pokrića i kreditnog rejtinga reosiguravača. Time je ostavljena mogućnost da i izvesni finansijski aranžmani između osiguravača i reosiguravača, iako ne podrazumevaju efektivan transfer rizika osiguranja, budu tretirani kao reosiguranje i dovedu do umanjenja iznosa zahtevane margine solventnosti.

Pošto su zasnovane na opštim podacima iz prošlosti (o čemu će biti više reči u narednom delu rada), vrednosti faktora rizika uključuju izvestan stepen proizvoljnosti. Izuzev obima osiguravajućeg portfelja, model fiksnog koeficijenta zanemaruje druge karakteristike rizičnog profila osiguravača. Zbog svoje naglašene opštosti i jednostavnosti, on ne može biti podjednako prikladan za različite kompanije, što posebno dolazi do izražaja upravo u neživotnom osiguranju. Na primer, nije logično pretpostaviti da zahtevani kapital kompanije koja ima 10 odštetnih zahteva, od kojih svaki iznosi po 100.000 novčanih jedinica, treba da bude isti kao i u slučaju kompanije sa 1.000 zahteva za nadoknadu šteta u iznosu od po 1.000 novčanih jedinica.²³⁶ Premijski indeks i indeks šteta imaju jedinstvenu vrednost za sve osiguravače, ali i za sve linije poslovanja neživotnih osiguranja. Međutim, relativni značaj pojedinih kategorija rizika je različit za portfelje različite strukture.

²³⁴ Izostanak rezervi za štete iz evropske regulative solventnosti neživotnih osiguravača objašnjava se upravo disparitetom između zemalja članica u pogledu prosečnog odnosa datih rezervi i premije osiguranja (koji se u vreme donošenja regulative, 1973. godine, kretao u rasponu 30%-79%). Ocenjeno je da bi usvajanje uniformne vrednosti indeksa rezervi u takvim uslovima moglo ugroziti konkurentnost, stavljanjem u povlašćeni položaj kompanija čije su rezerve potcjenjene, a koje, po tom osnovu, imaju relativno veću potrebu za kapitalom. Šire videti u: Bellando, *op. cit.*, str. 44.

²³⁵ Sandström, A. (2007b). „Solvency – a historical review and some pragmatic solutions“. *Journal of the Swiss Association of Actuaries*, 1/2007, str. 15.

²³⁶ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 24.

Izostanak diferenciranosti faktora rizika po poslovnim linijama dodatno umanjuje preciznost uvažavanja stvarnih rizika kojima je konkretna kompanija izložena.²³⁷

Zbog visoke osetljivosti na izbor rizične varijable, rezultati modela fiksnog koeficijenta mogu biti nelogični u određenim situacijama. U domenu neživotnih osiguranja, takva kontradiktornost dolazi do izražaja prvenstveno u slučaju premijske osnove. Ukoliko kompanija poveća premije, zahtevani iznos kapitala će se povećati, iako će, pri nepromenjenim obavezama, rizik nesolventnosti realno biti smanjen, i obrnuto. Navedena tendencija je posebno opasna za finansijsko zdravlje osiguravača pri opadajućoj trajektoriji ciklusa tržišta osiguranja. Upotreba premijskog indeksa je jednostavno nekonzistentna sa činjenicom da su osiguravajuće kompanije visoko podložne upravo riziku dovoljnosti premije osiguranja. Primena fakturisane premije, kao osnove izloženosti riziku, može kreirati podsticaje za njeno potcenjivanje od strane neživotnih osiguravača.

Zasnivanje zahtevane margine solventnosti na većem od iznosa premijske ili osnove šteta odražava pretpostavku prema kojoj se rizik premije i rizik rezervi u potpunosti međusobno isključuju, koja nije realna. Opravdano bi bilo smatrati da su dati rizici u određenoj meri pozitivno korelisani, ili čak i nezavisni, ali svakako se ne može smatrati da su oni perfektno negativno korelisani. Kako ne prepoznaje veći broj kategorija rizika, niti njihovu interakciju, model fiksnog koeficijenta zanemaruje efekte diverzifikacije rizika, izuzev jednostavnog skaliranja vrednosti indeksa rizika u odnosu na obim portfelja osiguranja. Samim tim, u uslovima njegove primene, osiguravači nisu stimulisani da vrše diverzifikaciju rizika između različitih poslova osiguranja i oblika aktive kako bi, po tom osnovu, iskazali niži nivo zahtevanog kapitala za obezbeđenje solventnosti.

Imajući u vidu razmotrene prednosti i nedostatke modela fiksnog koeficijenta, može se zaključiti da kapitalni zahtev koji je rezultat njegove primene nije uslovljen stvarnom rizičnom situacijom osiguravača, već isključivo obimom njegovog portfelja.²³⁸ Stoga se i svrha datog modela može pre dovesti u vezu sa uspostavljanjem odgovarajuće strukture za

²³⁷ Ipak, model fiksnog koeficijenta u opštem slučaju ne isključuje mogućnost variranja faktora rizika u zavisnosti od linije poslovanja. Nasuprot evropskim, neživotni osiguravači u Meksiku, na primer, primenjuju premijske i indekse šteta različite vrednosti u različitim linijama poslovanja (koje se kreću u rasponu od 13,87%, odnosno 20,92% u dobrovoljnom zdravstvenom i osiguranju od nezgode, do čak 113,62%, odnosno 179,82% u osiguranju kredita, koje se smatra najrizičnijom poslovnom linijom). Međutim, osnovni problem takvog pristupa proizilazi iz čestih nedoumica u pogledu pripadnosti konkretnih polisa odgovarajućim linijama poslovanja i, posledično, njihovog oportunističkog razvrstavanja u linije sa manjim faktorom rizika. Šire videti u: Leflaive, *op. cit.*, str. 19.

²³⁸ Eling, M., Holzmüller, I. (2008). „An Overview and Comparison of Risk-Based Capital Standards“. *Working Papers on Risk Management and Insurance*, No. 57, St. Gallen: Institute of Insurance Economics, University of St. Gallen, str. 6.

intervenciju organa nadzora, nego sa realnim poboljšanjem sigurnosti osiguranika kroz veću finansijsku snagu osiguravača.²³⁹ Navedenu tvrdnju potkrepljuje činjenica da je, u praksi poslovanja evropskih osiguravača, iznos raspoložive margine solventnosti u proseku čak 2,5 do 3,5 puta veći od zahtevanog minimuma.²⁴⁰ Naglašena jednostavnost analizirane metodologije utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija u EU je motivisana nastojanjem da se postigne što veći stepen harmonizacije standarda solventnosti između zemalja članica. Međutim, od početka svoje primene, ona nije praćena jednakim naporima na polju usklađivanja principa vrednovanja bilansnih stavki koje determinišu zahtevanu i stvarno raspoloživu marginu solventnosti.²⁴¹ Time je potpuno ostvarenje postavljenog cilja onemogućeno, ali su istovremeno ispoljeni svi obrazloženi nedostaci koji proizilaze iz uprošćenosti i rigidnosti modela fiksnog koeficijenta.²⁴²

2.3.1.2. Model adekvatnosti kapitala

Modeli adekvatnosti kapitala beleže intenzivan razvoj i popularnost od početka '90-ih godina XX veka, najpre u Kanadi i Sjedinjenim Američkim Državama (od 1992. godine), a zatim i u drugim naprednim svetskim ekonomijama, poput Japana (od 1996. godine), Australije (od 2002. godine), i Singapura (od 2004. godine). Pored regulatornih i organa nadzora navedenih zemalja, rejting agencije u oblasti osiguranja (kao što su *A.M. Best*, *Standard & Poor's* (S&P), *Fitch Ratings*) takođe koriste sopstvene modele adekvatnosti kapitala pri testiranju solventnosti osiguravajućih kompanija, kao jednog od aspekata njihovog ukupnog finansijskog rejtinga.²⁴³

Razvoj modela adekvatnosti kapitala je iniciran nastojanjem da se ublaže nedostaci krajnje uprošćenog modela fiksnog koeficijenta, kroz uključivanje većeg broja rizika (čije se dejstvo ispoljava kako na strani pasive, tako i na strani aktive bilansa stanja osiguravača, kao i u odnosu na odgovarajuće vanbilansne pozicije), ali i njihovih interakcija, u obračun zahtevane margine solventnosti. Cilj modela je izračunavanje tzv. kapitala zasnovanog na

²³⁹ Daykin *et al.* (1994), *op. cit.*, str. 403.

²⁴⁰ Dreassi, A., Miani, S. (2008). „The European solvency margin: an update for Italian non-life insurers“. *International Review of Business Research Papers*, 4(5), str. 50.

²⁴¹ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 25.

²⁴² Regulatorni organi u Sjedinjenim Američkim Državama, sa druge strane, su obezbedili paralelno usvajanje i primenu konzistentnog režima solventnosti i standarda finansijskog izveštavanja osiguravača u svim jurisdikcijama.

²⁴³ U retkim zemljama čiji se regulatorni i nadzorni organi u potpunosti oslanjaju na disciplinu tržišta osiguranja (kao što je, na primer, Novi Zeland), modeli adekvatnosti kapitala koji su razvijeni od strane rejting agencija predstavljaju jedine zvanične modele koji se koriste pri određivanju margine solventnosti osiguravajućih kompanija.

riziku (engl. *Risk Based Capital* - RBC), odnosno minimalnog kapitalnog zahteva koji odgovara veličini i rizičnim karakteristikama osiguravača.

Ilustrativan primer visoko razvijenih standarda adekvatnosti kapitala za osiguravače odnosi se na Sjedinjene Američke Države, gde su oni uspostavljeni kao odgovor koordinacionog nadzornog organa (*National Association of Insurance Commissioners* - NAIC) na porast broja slučajeva nesolventnosti i intenziteta njihovih posledica od sredine '80-ih godina XX veka.²⁴⁴ Adekvatnost kapitala kompanija za neživotno osiguranje se odmerava prema rizicima koji su razvrstani u pet kategorija: rizici imovine, kreditni rizik, rizik rezervisanja, rizik premije osiguranja i rizik zavisnih kompanija i vanbilansnih stavki.²⁴⁵ Zahtevani kapital za pokriće pojedinačnih kategorija rizika se izračunava u vidu sume proizvoda odgovarajućih monetarnih kategorija, koje prezentuju izloženost rizicima, i unapred definisanih, ili izračunatih, faktora rizika, uz izvesna prilagođavanja u cilju uvažavanja naglašene koncentracije rizika i rasta portfelja (kako investicionog, tako i portfelja osiguranja), ali i podsticanja njihove disperzije i diverzifikacije (videti tabelu 2.4). Dobijeni rezultati se kombinuju prema unapred definisanom obrascu, kako bi bio određen ukupan iznos kapitala koji je potreban za solventno poslovanje osiguravača.

Pod rizikom imovine, u okviru datog modela adekvatnosti kapitala, podrazumeva se mogućnost investicionih gubitaka osiguravača zbog neizvršenja obaveze plaćanja glavnice i/ili kamate od strane emitenta (zajmoprimca), ili zbog pada tržišne vrednosti posedovanih instrumenata. U neživotnom osiguranju, rizik imovine je dekomponovan na tri uže kategorije rizika. Prva kategorija (R_1) odnosi se na rizik ulaganja u instrumente sa fiksnim prinosom (gotovinu, gotovinske ekvivalente, državne i korporativne obveznice i hipotekarne druge zajmove), dok druga kategorija rizika imovine (R_2) proizilazi iz ulaganja u nekretnine i finansijske instrumente sa varijabilnim prinosima, prvenstveno akcije. Bilansne vrednosti navedenih investicija predstavljaju osnovu za izračunavanje zahtevanog kapitala na ime rizika imovine. Vrednosti faktora rizika su diferencirane prema tipu i kvalitetu imovinskih oblika i upravo srazmerne njihovoj percipiranoj rizičnosti.²⁴⁶

²⁴⁴ Atchinson, *op. cit.*, str. 63.

²⁴⁵ Formula za izračunavanje zahtevanog kapitala neživotnih osiguravača je razvijena na osnovu prethodno formulisanog modela adekvatnosti kapitala za životna osiguranja u 1992. godini, kojim su rizici inicijalno razvrstani u sledeće kategorije: rizici imovine, rizici osiguranja, kamatni rizik i poslovni rizici. Između datih modela postoje značajna odstupanja u pogledu rizičnih kategorija i faktora rizika, u nastojanju da se uvažavaju specifičnosti dveju skupina osiguranja i različiti relativni značaj pojedinih tipova rizika u njima. Iz istih razloga je kreiran zaseban model adekvatnosti kapitala za zdravstveno osiguranje.

²⁴⁶ Na primer, model pripisuje nultu vrednost faktora rizika ulaganja u državne obveznice, dok se sve ostale obveznice, shodno kreditnom rejtingu, razvrstavaju u šest klasa, kojima se dodeljuju faktori rizika u rasponu

Tabela 2.4. Sumarni prikaz kategorija i faktora rizika modela adekvatnosti kapitala za neživotna osiguranja u Sjedinjenim Američkim Državama

Kategorija rizika	Osnova za izračunavanje	Faktor rizika
R₀: Rizik zavisnih kompanija i vanbilansnih stavki		
Učešće u zavisnim kompanijama u zemlji	RBC zavisne kompanije	100%
Učešće u zavisnim kompanijama u inostranstvu	bilansna vrednost investicije	50%
Imovina koja nije u isključivoj kontroli kompanije	vrednost iskazana u napomenama uz	1%
Odobrene garancije za zavisne kompanije	finansijske izveštaje	
Uslovne obaveze		
R₁ i R₂: Rizici imovine		
R₁: Rizici instrumenata sa fiksnim prinosom		
Državne i korporativne obveznice		0-30%
Depoziti kod banaka i ne-državni instrumenti tržišta novca	bilansna vrednost investicije	0,3%
Hipotekarni i ostali osigurani zajmovi		5%
R₂: Rizici instrumenata sa varijabilnim prinosom		
Obične akcije		15%
Preferencijalne akcije		2,3-30%
Realna imovina	bilansna vrednost investicije	10%
Učešće u zavisnim kompanijama koje se ne bave poslovima osiguranja		22,5%
Ostale dugoročne investicije		20%
R₃: Kreditni rizik		
Kreditni rizik u odnosu na reosiguravača		10%
Povraćaj federalnog poreza na dobit		5%
Obračunate dospеле kamate, dividende i prinosi od realne imovine	bilansna vrednost potraživanja	1%
Kreditni rizik u odnosu na povezane kompanije		5%
R₄ i R₅: Rizici osiguranja		
R₄: Rizik rezervisanja	rezervisane štete u samopridržaju	Kombinacija iskustva tržišta i kompanije
R₅: Rizik premije osiguranja	fakturisana premija u samopridržaju	

Izvor: Pripremljeno prema Feldblum, S. (1996). „NAIC Property/Casualty Insurance Company Risk-Based Capital Requirements“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, LXXXIII, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 297-418.

Treći vid rizika imovine odražava zasebna kategorija R_0 , koja se odnosi na rizik zavisnih kompanija i vanbilansnih stavki. Zahtevi za kapitalom po osnovu rizika zavisnih osiguravajućih kompanija proizilaze iz njihove lokacije, dok je za iznose nekontrolisane imovine, potencijalnih obaveza i odobrenih garancija za filijale, koji se obelodanjuju u beleškama koje prate finansijske izveštaje, predviđena primena jedinstvenog faktora rizika od 1%.

od 0,3% do 30%. Vrednosti tih faktora su utvrđene modeliranjem budućih novčanih tokova hipotetičkog portfelja obveznica, uvažavajući istorijske podatke o realizacijama kreditnog rizika i generisane ekonomske uslove za desetogodišnji vremenski period.

Kreditni rizik se odnosi na nemogućnost osiguravača, u ulozi poverioca, da realizuje svoja potraživanja prema reosiguravaču, ali i drugim dužnicima (državi, emitentima finansijskih instrumenata i zavisnim kompanijama). Dominantan deo odnosnog kapitalnog zahteva se utvrđuje primenom rizičnog faktora od 10% na bilansnu vrednost prenosnih premija i rezervisanih šteta koje padaju na teret reosiguravača. Presudan doprinos finansijskih problema reosiguravača brojnim slučajevima nesolventnosti direktnih osiguravača, kao i nastojanja mnogih kompanija da prikriju svoje finansijske teškoće kroz prividne reosiguravajuće transakcije sa povezanim kompanijama²⁴⁷ poslužili su kao povod za usvajanje relativno visoke vrednosti faktora kreditnog rizika po osnovu reosiguranja.

Imajući u vidu temu predmetnog rada, od posebnog značaja je način merjenja rizika osiguranja u okviru modela adekvatnosti kapitala. Obračun zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika premije i rizika rezervisanja podrazumeva primenu izračunatog pondera (faktora rizika) na iznos neto fakturisanih premija u prethodnoj poslovnoj godini, odnosno, rezervisanih šteta u samopr održaju, za svaku poslovnu liniju ponaosob. Vrednosti faktora rizika odražavaju iskustvo tržišta osiguranja, korigovano podacima date kompanije, tokom prethodnog desetogodišnjeg perioda. Rizik rezervisanja se odnosi na mogućnost da rezerve za nastale neprijavljene i rezerve za prijavljene, ali nerešene štete neće biti dovoljne za pokriće isplata šteta za koje su izdvojene. Faktor rizika rezervisanja za i -tu liniju poslovanja ($F_{R,i}$) se određuje na osnovu obrasca:

$$F_{R,i} = \max \left\{ 0, \left[\left(\max f_i^m \cdot \left(0,5 \frac{\bar{f}_i}{\bar{f}_i^m} + 0,5 \right) + 1 \right) \cdot PV_{R,i} - 1 \right] \right\}, \quad (2.47)$$

gde su:

- $\max f_i^m$ - najveća vrednost faktora razvoja šteta na nivou tržišta za i -tu liniju poslovanja u prethodnom desetogodišnjem periodu,
- \bar{f}_i - prosečna vrednost faktora razvoja šteta kompanije za i -tu liniju u istom periodu,
- \bar{f}_i^m - prosečna vrednost faktora razvoja šteta tržišta za i -tu liniju u istom periodu,
- $PV_{R,i}$ - faktor sadašnje vrednosti za rezervisane štete i -te linije poslovanja.

Faktor razvoja šteta se, u svrhe prikazanog obračuna, definiše kao količnik između prirasta ocenjene konačne vrednosti šteta između dva dana bilansiranja i vrednosti rezervi

²⁴⁷ Feldblum, S. (1996). „NAIC Property/Casualty Insurance Company Risk-Based Capital Requirements“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, LXXXIII, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 317.

za štete na početku datog perioda. Vrednosti faktora razvoja šteta za tržište osiguranja, koje se utvrđuju u vidu proste aritmetičke sredine faktora razvoja šteta svih osiguravača, raspoložive su po pojedinim danima bilansiranja. Za svaku od linija poslovanja, od datih vrednosti u posmatranom periodu uzima se najveća, polazeći od pretpostavke da jednom ostvareni najnepovoljniji faktor razvoja šteta može biti ostvaren ponovo. Time se nastoji da se obezbedi adekvatna pripremljenost osiguravača da svojim kapitalom odgovore na ekstremno nepovoljan razvoj šteta u budućnosti. Jedna polovina vrednosti najvećeg tržišnog faktora razvoja se ponderiše količnikom prosečnih vrednosti istog faktora za kompaniju i za tržište u posmatranom periodu.

Kako bi se izbeglo dupliranje kapitalnih zahteva, obračun faktora rizika rezervi uvažava koncept vremenske vrednosti novca. Naime, u skladu sa važećim računovodstvenim propisima, rezerve za štete se iskazuju po njihovoj nominalnoj vrednosti, tj. bez diskontovanja. Razlika između njihove nediskontovane i diskontovane vrednosti predstavlja implicitni „amortizer“ nepovoljnijeg obrasca razvoja šteta u odnosu na očekivani. Faktor sadašnje vrednosti se određuje na bazi diskontne stope od 5% i pretpostavljene dinamike rešavanja šteta za datu liniju poslovanja u budućnosti, na osnovu raspoloživih podataka iz prošlosti. Ako je ω_i^k udeo rezervisanih šteta i -te linije poslovanja, koje će biti isplaćene u svakoj narednoj godini k , uz pretpostavku da se isplate vrše sredinom godine, diskontni faktor $PV_{R,i}$ se aproksimira na sledeći način:²⁴⁸

$$PV_{R,i} = \frac{\omega_i^1}{(1+0,05)^{0,5}} + \frac{\omega_i^2}{(1+0,05)^{1,5}} + \frac{\omega_i^3}{(1+0,05)^{2,5}} + \dots \quad (2.48)$$

Rizik premije osiguranja, u posmatranom modelu adekvatnosti kapitala, predstavlja mogućnost da premija neće biti dovoljna za pokriće osiguranih šteta koje će nastati u narednoj godini. Faktor rizika premije je determinisan vrednostima racio brojeva koji pokazuju uspešnost poslovanja osiguravača. U pitanju su racio šteta, kao procentualno učešće nastalih osiguranih šteta u zarađenoj premiji u toku jedne godine i racio troškova, kao učešće troškova sprovođenja osiguranja u zarađenoj premiji u istom periodu. Faktor rizika premije za i -tu liniju poslovanja ($F_{P,i}$) se određuje na osnovu obrasca:

$$F_{P,i} = \max \left\{ 0, \left[\max S_i^m \cdot \left(0,5 \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_i^m} + 0,5 \right) \cdot PV_{P,i} + \bar{e}_i - 1 \right] \right\}, \quad (2.49)$$

²⁴⁸ Feldblum, S. (2007). „IRS Loss Reserve Discounting“. *CAS Study Note*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 4.

gde su:

- $\max S_i^m$ - najveća vrednost racija šteta na nivou tržišta za i -tu liniju poslovanja u prethodnom desetogodišnjem periodu,
- \bar{s}_i - prosečna vrednost racija šteta kompanije za i -tu liniju u istom periodu,
- \bar{s}_i^m - prosečna vrednost racija šteta tržišta za i -tu liniju u istom periodu,
- \bar{e}_i - prosečna vrednost racija troškova kompanije za i -tu liniju u istom periodu,
- $PV_{P,i}$ - faktor sadašnje vrednosti za premije i -te linije poslovanja.

Podaci o vrednosti racija šteta na nivou tržišta (kao proste aritmetičke sredine racija šteta individualnih osiguravača) dostupni su po pojedinim linijama poslovanja za svaku od prethodnih deset poslovnih godina. Na osnovu njih, moguće je odrediti najveću i prosečnu vrednost racija šteta za tržište osiguranja tokom celokupnog posmatranog perioda. Kako bi bio uvažen koncept vremenske vrednosti novca, naročito u linijama dugog repa, u kojima prinos od investiranja sredstava prikupljenih naplatom premije do trenutka isplate naknade štete može predstavljati važnu determinantu profitabilnosti poslovanja, potrebno je diskontovati najnepovoljniju vrednost racija šteta (prilagođenu za iskustvo kompanije) na sadašnju vrednost. Pri izračunavanju faktora sadašnje vrednosti primenjuje se diskontna stopa od 5%, analogno obračunu faktora za rizik rezervi.²⁴⁹ Faktor rizika premije predstavlja višak zbira diskontovane vrednosti prilagođenog najvećeg prosečnog racija šteta na nivou tržišta i prosečnog racija troškova na nivou kompanije u odnosu na 1 (100%).²⁵⁰

Pri tome, model pretpostavlja da ravnomernija raspodela ukupnog portfelja osiguravača između većeg broj linija poslovanja omogućuje korišćenje većih efekata diverzifikacije rizika osiguranja. Stoga se izračunati ukupni kapitalni zahtev na ime rizika rezervisanja RBC_R :

$$RBC_R = \sum_i F_{R,i} R_i, \quad (2.50)$$

gde su:

- $F_{R,i}$ - faktor rizika rezervisanja za i -tu liniju poslovanja,
- R_i - rezervisane štete u samopridržaju za i -tu liniju poslovanja,

²⁴⁹ Feldblum (1996), *op. cit.*, str. 336.

²⁵⁰ Izuzeće racija troškova od diskontovanja se objašnjava činjenicom da troškovi sprovođenja osiguranja većim delom bivaju plaćeni u periodu naplate premije osiguranja, dok vremenski pomak do konačne likvidacije šteta može iznositi i po nekoliko godina u vrstama kao što je osiguranje od odgovornosti.

umanjuje primenom tzv. „faktora koncentracije rezervisanja“, kao učešća rezervisanja najveće linije poslovanja $\max R_i$ u ukupnim rezervisanjima osiguravajuće kompanije kao celine R :²⁵¹

$$\text{prilagođavanje za efekat koncentracije rezervisanja} = RBC_R \cdot \left(0,7 + 0,3 \cdot \frac{\max R_i}{R} \right). \quad (2.51)$$

Hipotetički, pozitivni efekti diverzifikacije rizika rezervisanja na zahtevani iznos kapitala za njegovo pokriće bi izostali u slučaju kompanije koja poseduje samo jednu liniju poslovanja. Pri većem broju linija poslovanja, što je učešće rezervisanja najveće od njih u ukupnim rezervisanjima osiguravača manje, utoliko će i zahtevani kapital na ime datog rizika biti manji, ali najviše do 70% njegove prethodno izračunate vrednosti. Slično riziku rezervisanja, približno jedna trećina izračunatog zahtevanog kapitala na ime rizika premije RBC_P :

$$RBC_P = \sum_i F_{P,i} P_i, \quad (2.52)$$

gde su:

$F_{P,i}$ - faktor rizika premije za i -tu liniju poslovanja,

P_i - fakturisana premija u samopridržaju u i -toj liniji poslovanja,

množi se tzv. „faktorom koncentracije premije“, kao učešćem fakturisanе premije najveće linije poslovanja $\max P_i$ u ukupnoj fakturisanоj premiji date kompanije P :

$$\text{prilagođavanje za efekat koncentracije premije} = RBC_P \cdot \left(0,7 + 0,3 \cdot \frac{\max P_i}{P} \right). \quad (2.53)$$

Takođe, model uvažava rezultate empirijskih istraživanja koji svedoče o doprinosu isuviše brzog rasta osiguravajućih kompanija njihovoj nesolventnosti.²⁵² Dejstvo faktora poput monetarne inflacije, ekonomske ekspanzije i ciklusa tržišta osiguranja na prihode od premije toleriše se kao „normalan“ rast do prosečne godišnje stope od 10%. Višak stvarne u odnosu na stopu normalnog rasta premije ukazuje na prekomerno brzi rast kompanije. Stoga su kompanije koje pripadaju osiguravajućоj grupi i čiji je iznos fakturisanе bruto premije tokom prethodne tri poslovne godine povećavan po prosečnoj godišnоj stopi iznad 10% dužne da obezbede dodatna novčana sredstva na ime zahtevanog kapitala za pokriće rizika osiguranja, u visini proizvoda tzv. „faktora rasta za rizik rezervisanja“ i neto

²⁵¹ Butsic, R. (1993). „Report on Covariance Method for Property-Casualty Risk-Based Capital“. *CAS Forum Summer 1993*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 188.

²⁵² Šire videti u: Anderson, Formisano, *op. cit.*, str. 453-454. i U.S. Congres, *op. cit.*, str. 20.

rezervisanih šteta kompanije, kao i proizvoda tzv. „faktora rasta za rizik premije“ i neto fakturisane premije u protekloj godini.²⁵³

$$\text{faktor rasta za rizik rezervisanja} = 0,50 \cdot (\text{pros. god. stopa rasta premije} - 0,10) \cdot 0,90 \quad (2.54)$$

$$\text{faktor rasta za rizik premije} = 0,25 \cdot (\text{pros. god. stopa rasta premije} - 0,10) \cdot 0,90 \quad (2.55)$$

U svojoj prvobitnoj formulaciji, model adekvatnosti kapitala je polazio od nerealne pretpostavke da se svi rizici osiguravača realizuju istovremeno, i prostim sabiranjem zahtevanih iznosa na ime pojedinih kategorija rizika rezultovao preterano konzervativnim ukupnim kapitalnim zahtevom. Nastojeći da što verodostojnije iskaže delimičnu međusobnu (ne)zavisnost različitih rizika, *Butsic* (1993) je predložio formulu kvadratnog korena:

$$\text{Ukupni izracunati zahtevani kapital (RBC)} = R_0 + \sqrt{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2}, \quad (2.56)$$

u okviru koje su simbolima R_0 , R_1 , R_2 , R_3 , R_4 i R_5 označeni izračunati zahtevani iznosi kapitala za pokriće rizika zavisnih kompanija i vanbilansnih stavki, rizika ulaganja u instrumente sa fiksnim i u instrumente sa varijabilnim prinosom, kreditnog, rizika rezervisanja i rizika premije osiguranja, respektivno. Dakle, model implicira da su sve kategorije rizika međusobno nezavisne, izuzev rizika zavisnih kompanija i vanbilansnih stavki, koji je perfektno pozitivno korelisan sa svim ostalim rizicima, i kao takav ne podleže pravilu kvadratnog korena.²⁵⁴ Takav pristup nalazi svoje uporište u logičnom rasuđivanju (shodno kome nastupanje rizika osiguranja uglavnom nije uslovljeno rizicima imovine, i obrnuto), kao i u rezultatima relevantnih empirijskih istraživanja (prema kojima je koeficijent korelacije između prinosa na akcije i obveznice, kao i između rizika premije i rezervi veoma nizak, u iznosu od svega 14%, odnosno 26%).²⁵⁵ Ipak, model dozvoljava mogućnost delimične zavisnosti između rizika reosiguranja i rizika rezervisanja, zbog čega

²⁵³ U svrhe obračuna faktora rasta za rizik rezervisanja (odnosno rizik premije) formulisan je jednostavan linearni regresioni model, u kome je prosečna godišnja stopa rasta bruto premije (tokom prethodne tri godine) objašnjavajuća varijabla za odstupanje u razvoju šteta (raciju troškova) između date kompanije i proseka tržišta, kao zavisnu varijablu. Na osnovu podataka konsolidovanih finansijskih izveštaja za osiguravajuće grupe ocenjena je vrednost parametra od približno 0,50 (za rizik rezervisanja) i 0,25 (za rizik premije osiguranja), dok je, za sve linije poslovanja, predložena jedinstvena vrednost diskontnog faktora 0,90.

²⁵⁴ Moguće je dokazati da ovakav pristup agregiranja kapitalnih zahteva vodi nižem rezultatu u poređenju sa opštim pristupom koji je razmotren u kontekstu merenja zavisnosti rizika u prvom delu rada. Naime, inkorporiranje navedenih pretpostavki u obrazac (1.37) i njegovo kvadriranje daje: $RBC^2 = R_0^2 + R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2 + 2R_0(R_1 + R_2 + R_3 + R_4 + R_5)$, dok se kvadriranjem izraza (2.51) dobija: $RBC^2 = R_0^2 + R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2 + 2R_0\sqrt{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2}$ što je manji iznos.

²⁵⁵ *Butsic* (1993), *op. cit.*, str. 179-180.

se jedna polovina izračunatog zahtevanog kapitala po osnovu kreditnog rizika u odnosu na reosiguravača, umesto kategorijom R_3 , obuhvata kategorijom R_4 unutar prikazane formule (2.56).²⁵⁶ Sa druge strane, navedeni tretman rizika zavisnih kompanija objašnjava se nastojanjem da se predupredi uticaj organizacionih promena u kompaniji na njen ukupan zahtevani iznos kapitala.²⁵⁷

Efekat predložene formule kvadratnog korena, u smislu manjeg ukupnog kapitalnog zahteva u poređenju sa prostim zbirom individualnih zahteva, se povećava sa povećanjem broja kategorija rizika. Pod pretpostavkom da su kapitalni zahtevi za pojedinačne kategorije rizika međusobno jednaki (na primer, u visini od 10 miliona dolara (USD)), očigledno je da je procentualno smanjenje ukupnog zahtevanog kapitala veće što je broj rizika veći:

Tabela 2.5. Uticaj broja rizičnih kategorija na veličinu efekta formule kvadratnog korena

Broj rizičnih kategorija	2	3	4	5
Prost zbir kapitalnih zahteva	20	30	40	50
Zbir zahteva prema formuli kvadratnog korena	14,14	17,32	20,00	22,36
Procentualno smanjenje zahtevanog kapitala	29,3%	42,3%	50,0%	55,3%

Izvor: Ilustracija na osnovu hipotetičkog primera.

Ipak, realno je pretpostaviti da su individualni kapitalni zahtevi međusobno različiti. U takvoj situaciji, posebno važna implikacija prezentovane formule kvadratnog korena tiče se marginalnog efekta pojedinačnih kategorija rizika na agregatni kapitalni zahtev. Zahtevani iznos kapitala na ime kombinovanog delovanja svih rizika (izuzev rizične kategorije R_0) RBC može biti predstavljen u obliku:

$$RBC = \left(\sum_{j=1}^5 R_j^2 \right)^{1/2}. \quad (2.57)$$

Posledično, marginalni kapitalni zahtev k -te kategorije rizika jednak je:

$$\frac{\partial RBC}{\partial R_k} = \frac{1}{2} \left(\sum_{j=1}^5 R_j^2 \right)^{-1/2} \cdot 2R_k, \quad k = 1, \dots, 5. \quad (2.58)$$

²⁵⁶ Samo izuzetno, kada kompanija prenosi celokupne obaveze u nekoj vrsti osiguranja na reosiguravača, zahtevani kapital na ime rizika reosiguranja će biti u potpunosti obuhvaćen kategorijom kreditnog rizika R_3 .

²⁵⁷ Ukoliko bi kategorija rizika R_0 bila obuhvaćena formulom kvadratnog korena, osiguravajuća kompanija bi osnivanjem „kompanije kćeri“ iskazala manji ukupni iznos zahtevanog kapitala, pri nepromenjenom nivou rizika. Navedena tvrdnja može biti matematički dokazana na hipotetičkom primeru kompanije čiji je ukupni i jedini kapitalni zahtev 20 mil. USD na ime rizika ulaganja u obveznice (R_1). Prenosom polovine portfelja na novoosnovanu zavisnu kompaniju, dolazi se do novih kapitalnih zahteva od $R_0 = 10$ mil. USD i $R_1 = 10$ mil. USD. Agregatni kapitalni zahtev i dalje iznosi $R_0 + \sqrt{R_1^2} = 20$ mil. USD, dok bi prostom primenom formule kvadratnog korena bio dobijen niži rezultat: $\sqrt{R_0^2 + R_1^2} = 14,14$ mil. USD.

Dakle, prirast ukupnog RBC iznosa po osnovu povećanja kapitalnog zahteva na ime bilo koje individualne kategorije rizika za jednu novčanu jedinicu je proporcionalan veličini datog zahteva pre njegovog inkorporiranja u formulu kvadratnog korena. U diskretnom slučaju, navedena konstatacija može biti ilustrovana na uprošćenom primeru koji podrazumeva postojanje samo dve kategorije rizika koje podležu formuli kvadratnog korena, i čiji su individualni kapitalni zahtevi različiti:

Tabela 2.6. *Ilustracija marginalnih efekata individualnih na agregatni kapitalni zahtev*²⁵⁸

Scenario	Individualni kapitalni zahtev		Agregatni kapitalni zahtev	Marginalni efekat povećanja individualnog zahteva
	Rizik A	Rizik B		
Pre povećanja zahteva	10	4	10,770	
Povećanje zahteva rizika A	11	4	11,705	0,935
Povećanje zahteva rizika B	10	5	11,180	0,410

Izvor: Adaptirano prema American Academy of Actuaries (2002). *Comparison of NAIC Life, P&C and Health RBC Formulas*. Washington, DC: American Academy of Actuaries, str. 11.

Navedeni primer pokazuje da jedinično povećanje većeg individualnog kapitalnog zahteva rezultuje relativno većim povećanjem agregatnog kapitalnog zahteva, i obrnuto. Može se zaključiti da prikazana formula kvadratnog korena smanjuje značaj manjih i potencira uticaj većih kategorija rizika, u odnosu na ukupan zahtevani kapital. Time se, u slučaju kompanija koje se bave poslovima neživotnih osiguranja, dodatno naglašava dominacija rizika osiguranja u poređenju sa rizicima imovine.

Nasuprot zahtevanom, stvarno raspoloživi kapital osiguravača, koji se označava sintagmom „ukupni prilagođeni kapital“ (engl. *Total Adjusted Capital* – TAC) sačinjavaju, pored sopstvenog kapitala i rezerve za fluktuacije vrednosti aktive, rezerve za prinos od investicija (koje se formiraju na dobrovoljnoj osnovi) i jedna polovina vrednosti obaveza na ime dividendi i obaveza prema zavisnim kompanijama, dok se kao odbitne stavke javljaju imovinske pozicije sa otežanom mogućnošću realizacije (npr. potraživanja za premije koja su starija od tri meseca, neobezbeđeni zajmovi, zajmovi odobreni zaposlenima kompanije, itd). Jedna polovina izračunatog RBC iznosa, sa druge strane, predstavlja minimalni zahtevani nivo kapitala,²⁵⁹ ili tzv. „autorizovani kontrolni nivo kapitala zasnovanog na riziku“ (engl. *Authorized Control Level Risk Based Capital*).

²⁵⁸ Prikazani iznosi u tabeli iskazani su u novčanim jedinicama, tj. u milionima američkih dolara u datom hipotetičkom primeru.

²⁵⁹ Pored izračunatog kapitala zasnovanog na rizicima, kao preduslov osnivanja osiguravajućih kompanija, svaka država članica propisuje fiksni novčani iznos minimalnog garantnog fonda, koji mora biti konstantno

U zavisnosti od visine racija raspoloživog i minimalnog zahtevanog kapitala, kao kontrolne varijable, predviđena je relativno razučena skala odgovarajućih aktivnosti same kompanije i/ili organa nadzora, sa ciljem očuvanja njene solventnosti. Ako je vrednost datog racija između 100% i 200%, od kompanije se zahteva da nadzornom organu podnese plan aktivnosti za poboljšanje svog finansijskog položaja, koje će sprovesti samostalno (pri raciju većem od 150%), ili uz korekciju i intervenciju nadzornog organa (kada je dati racio manji od 150%). Ukoliko raspoloživi kapital padne ispod nivoa minimalnog zahtevanog kapitala, nadzorni organ može (za vrednosti racija između 70% i 100%), odnosno mora (za vrednosti racija ispod 70%), preuzeti upravljanje nad poslovanjem kompanije, radi pokretanja procedure njene sanacije ili likvidacije.²⁶⁰

2.3.1.2.1. Prednosti i nedostaci modela adekvatnosti kapitala

U poređenju sa modelom fiksnog koeficijenta, model adekvatnosti kapitala se odlikuje većim stepenom diferenciranosti faktora rizika i osnova njihove primene između rizičnih kategorija, tipova imovine i linija poslovanja osiguravača. Uprkos obimnijim zahtevima za istorijskim podacima, model je i dalje troškovno efikasan i relativno jednostavan za primenu, uz očuvanu objektivnost. Važan napredak u domenu merjenja rizika neživotnih osiguranja predstavlja uvažavanje iskustva samog osiguravača, u nastojanju da se što preciznije odrazi njegov jedinstveni rizični profil. Za razliku od drugih modela utvrđivanja solventnosti, kuriozitet modela adekvatnosti kapitala je eksplicitno uvažavanje rizika prekomernog rasta portfelja osiguravača.

Ipak, iz modela adekvatnosti kapitala u SAD-u su izostale pojedine važne kategorije rizika sa kojima se suočavaju neživotni osiguravači, poput katastrofalnih rizika, rizika usklađenosti imovine i obaveza, kamatnog, deviznog, rizika ulaganja u finansijske derivate i operativnog rizika.²⁶¹ Međutim, navedeni nedostatak može biti otklonjen, nasuprot modelu fiksnog koeficijenta, čija strukturna forma ne dopušta takvu mogućnost. Na primer, minimalni kapitalni zahtev neživotnih osiguravača prema modelu adekvatnosti kapitala u

održavan, i čija visina varira u rasponu od 0,5 do 6 mil. USD, u zavisnosti od strukture konkretnog osiguravajućeg portfelja.

²⁶⁰ Atchinson, *op. cit.*, str. 64.

²⁶¹ Uvažavajući razvoj na principima zasnovanog režima solventnosti osiguravača u EU (u okviru aktuelnog projekta Solventnost II) i uticaj globalne finansijske krize, sredinom 2008. godine od strane NAIC je pokrenuta sveobuhvatna inicijativa za modernizaciju postojećeg modela adekvatnosti kapitala u SAD (*Solvency Modernization Initiative – SMI*). U okviru predstojeće reforme, predviđeno je uvođenje novih rizika (poput katastrofalnih rizika u oblasti neživotnih osiguranja), kao i revidiranje vrednosti faktora postojećih rizika (poput rizika ulaganja u različite imovinske oblike).

Australiji se, pored rizika osiguranja i investiranja, određuje i u odnosu na rizik koncentracije, na bazi maksimalnog samopridržaja osiguravača po jednom katastrofalnom događaju. Kompanije za neživotno osiguranje u Japanu direktno uključuju kako tehničke katastrofalne, tako i finansijske rizike kamatne stope i ulaganja u finansijske derivate (u okviru rizika vanbilansnih pozicija) u skupinu rizika u odnosu na koje se vrši obračun zahtevane margine solventnosti. Slično, model adekvatnosti kapitala rejting agencije *A.M. Best* za neživotne osigurače uključuje rizik kamatne stope, u smislu potencijalnog pada vrednosti portfelja instrumenata sa fiksnim prinosom po osnovu rasta kamatnih stopa.²⁶²

Vrednosti pojedinih faktora rizika u modelu su sasvim arbitrarne prirode. Na primer, faktor kreditnog rizika u vezi sa reosiguranjem ne zavisi od tipa reosiguravajućeg pokrivača, vrste cediranih rizika, rejtinga reosiguravača ili kolaterala kojim se obezbeđuje izvršenje njegovih obaveza.²⁶³ Problem neadekvatnog tretmana rizika reosiguranja dolazi utoliko više do izražaja ako se ima u vidu da se rizici osiguranja u datom modelu mere na neto osnovi.²⁶⁴ Kao *ad hoc* ekstrapolacije istorijskih podataka,²⁶⁵ vrednosti faktora rizika premije i rezervi su isključivo retrospektivne prirode, odražavaju prethodno desetogodišnje iskustvo koje nije nužno reprezentativno za budućnost i visoko su osetljive na katastrofalne događaje koji su se desili u obuhvaćenom periodu. Čak i ako se dati period smatra dovoljno dugim da obuhvati jedan ceo ciklus tržišta osiguranja, specifični pokretački faktori svakog (pa samim tim i narednog) ciklusa su različiti, pa se i njihovo dejstvo ispoljava na različite načine. Iako prošlo iskustvo predstavlja neizostavan polazni osnov, ono svakako mora biti interpretirano imajući u vidu postojeće i očekivane buduće rizike osiguravajućih kompanija. Konačna vrednost faktora rizika može biti pod značajnim uticajem subjektivnog rasuđivanja aktuara, naročito u uslovima nepostojanja dovoljno obimnog sopstvenog iskustva u pružanju određene vrste osiguranja (npr. pri predviđanju dinamike isplata rezervisanih šteta tokom narednih poslovnih godina). Takođe, ukoliko troškovi poslovanja osiguravača nisu alocirani po pojedinim linijama poslovanja, potrebno je aproksimirati njihovu raspodelu u cilju obračuna odgovarajućih linijskih faktora rizika premije. Rezultati

²⁶² Pottier, S.W., Sommer, D.W. (2002). „The Effectiveness of Public and Private Sector Summary Risk Measures in Predicting Insurer Insolvencies“. *Journal of Financial Services Research*, 21(1/2), str. 104.

²⁶³ Cofield, J., Kaufman, A., Zhou, C. (2012). „Solvency II Standard Formula and NAIC Risk-Based Capital (RBC)“. *CAS E-Forum Fall 2012*, Vol. 2, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 21. Ipak, za razliku od prikazanog, model adekvatnosti kapitala osiguravača u Kanadi podrazumeva primenu faktora kreditnog rizika po osnovu reosiguranja čije su vrednosti upravo srazmerne kreditnom rejtingu reosiguravača.

²⁶⁴ Farny, D. (1997). „Security of Insurers: The American Risk Based Capital Model versus the European Model of Solvability for Property and Casualty Insurers“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 22(82), str. 74.

²⁶⁵ Feldblum (1996), *op. cit.*, str. 365.

empirijskih istraživanja pokazuju da korišćeni faktori rizika u modelu adekvatnosti kapitala nemaju sposobnost da ukažu na budući nepovoljan razvoj rezervi za štete, jer rezultuju zahtevanim iznosom kapitala koji ne odgovara stvarnom riziku rezervisanja.²⁶⁶ Takođe, uočeno je da su faktori rizika osiguranja u poslovnim linijama sa dugim repom nesrazmerno visoki u poređenju sa imovinskim osiguranjima koja se odlikuju kratkim repom.²⁶⁷

Istovremeno, nedostaci modela se ispoljavaju i na strani samih kategorija rizika u odnosu na koje se dati faktori primenjuju. Analogno modelu fiksnog koeficijenta, oprezno određivanje premija osiguranja se „kažnjava“ većim zahtevanim iznosom kapitala. Ipak, navedena nelogičnost utoliko više dolazi do izražaja u modelu adekvatnosti kapitala gde se, u slučaju neživotnih osiguranja, faktor rizika rezervisanja primenjuje direktno na iznos rezervi za štete. Samim tim, model potencijalno generiše podsticaje za kompanije koje su suočene sa finansijskim teškoćama da, potcenjujući rezerve za štete, iskazuju manji zahtevani i veći raspoloživi kapital u odnosu na realne iznose.²⁶⁸ Smanjenje zahtevanog kapitala na ime rizika rezervisanja, koji ima dominantan značaj za neživotne osiguravače, za jednu novčanu jedinicu proizvodi znatno veći efekat na smanjenje ukupnog kapitalnog zahteva u poređenju sa jediničnim smanjenjem bilo koje druge kategorije rizika neživotnih osiguravača, što je prethodno obrazložena posledica formule kvadratnog korena (videti tabelu 2.3).

Prikazivanje preterano optimistične slike finansijskog položaja i zarađivačke sposobnosti kompanije je upravo u suprotnosti sa nastojanjima da se obezbedi adekvatno pokriće potencijalnih gubitaka, i svakako ne bi trebalo da bude praćeno nižom zahtevanom marginom solventnosti. Time se dolazi do zabrinjavajućeg zaključka prema kome statički modeli utvrđivanja solventnosti osiguravača potencijalno povećavaju izloženost rizicima dovoljnosti premije i rezervi za štete, umesto da doprinesu njihovom preciznijem merenju i ublažavanju, kroz određivanje adekvatnog iznosa kapitala. Ipak, važna prednost modela adekvatnosti kapitala proizilazi iz samog načina obračuna faktora rizika osiguranja. Naime, svako potcenjivanje rezervi za štete u sadašnjosti neminovno vodi nepovoljnijem razvoju

²⁶⁶ Kao suprotan argument, pristalice modela adekvatnosti kapitala ističu da njegova namena nije predviđanje buduće nesolventnosti, već definisanje minimalnih kapitalnih zahteva srazmerno rizicima reflektovanim kroz finansijske izveštaje osiguravača. Ipak, takav stav je u suprotnosti sa primarnom svrhom nadzora, u smislu blagovremenog otkrivanja i otklanjanja uzroka moguće nesolventnosti, pre nego što ona zaista nastupi.

²⁶⁷ Cummins *et al.* (1995), *op. cit.*, str. 516.

²⁶⁸ Logično je očekivati da finansijski stabilne kompanije, koje već zadovoljavaju minimalni kapitalni zahtev, neće biti motivisane da potcenjuju rezerve za štete, kako se ne bi izlagale nepotrebnom povećanju osnovice poreza na dobit.

šteta i izračunatoj većoj vrednosti faktora rizika rezervisanja u budućnosti, čime se ipak, na dugi rok posmatrano, ublažava problem negativnih podsticaja za osiguravače.

Primena formule kvadratnog korena u modelu adekvatnosti kapitala implicira da su rizične komponente srazmerne njihovim standardnim devijacijama, a koeficijenti korelacije među njima jednaki nuli, što nije realna pretpostavka.²⁶⁹ U domenu merjenja rizika osiguranja, model isključuje mogućnost pozitivne korelisanosti rizika premije i rizika rezervisanja unutar linija poslovanja,²⁷⁰ dok i tretman odnosa između linija poslovanja (kroz faktore koncentracije rezervisanja i premija) izaziva kontroverze. Pošto ne uzima u obzir stvarni stepen međusobne zavisnosti rizika, način agregiranja zahtevanih iznosa kapitala za njihovo pokriće u datom modelu je isuviše uprošćen, subjektivan i neprecizan.

2.3.2. Dinamički modeli za utvrđivanje margine solventnosti

Za razliku od retrospektivnih statičkih, dinamički modeli utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija su, u osnovi, prospektivne prirode. Njihov krajnji cilj nije provera da li je kompanija bila solventna poslednjeg dana bilansiranja, već da li će ona biti solventna u predstojećem periodu. Zahtevani kapital za obezbeđenje solventnosti osiguravača zasniva se na projekcijama novčanih tokova, tj. proceni verovatnoće da će budući novčani odlivi prevazići inicijalno raspoloživa sredstva, uvećana budućim novčanim prilivima. Stoga se modeli date kategorije alternativno označavaju „modelima baziranim na novčanim tokovima“.²⁷¹

Ključni novčani prilivi osiguravača proizilaze iz premija, prinosa od investiranja i likvidacije imovine, dok se ključni novčani odlivi odnose na naknade šteta, operativne troškove, poreze i dividende. Pored istorijskih podataka, koji su sadržani u finansijskim izveštajima osiguravača, neophodan oslonac simulacione analize novčanih tokova predstavljaju odgovarajuće aktuarske i ekonomske pretpostavke u pogledu budućeg kretanja faktora ukupne finansijske snage osiguravača, poput prihoda po osnovu poslova osiguranja i investiranja, razvoja šteta i njihovih rezervisanih iznosa, tržišne vrednosti imovine, učešća reosiguravača u naknadi osiguranih šteta, stope inflacije i kamatne stope. Pri uobičajenom, godišnjem izračunavanju margine solventnosti, i vremenskim pomacima u izveštavanju i sprovođenju odgovarajućih mera od strane organa nadzora, neophodno je

²⁶⁹ Hooker *et al.*, *op. cit.*, str. 278.

²⁷⁰ Cofield *et al.*, *op. cit.*, str. 12.

²⁷¹ Eling, Holzmüller, *op. cit.*, str. 20.

uzeti u obzir kako postojeće, tako i očekivane buduće obaveze, koje će biti preuzete tokom najmanje jedne naredne godine. Osiguravač se smatra solventnim ukoliko je, na kraju posmatranog vremenskog horizonta, projektovana vrednost njegove neto imovine, pri izabranom nivou poverenja pozitivna, odnosno ukoliko je ocenjena verovatnoća propasti manja od unapred definisane, granične vrednosti.

Modeli bazirani na novčanim tokovima su inicijalno korišćeni u svrhe evaluacije uticaja neočekivanih promena kamatnih stopa na performanse kompanija koje se bave poslovima osiguranja života.²⁷² Tokom poslednje decenije XX veka, njihova primena je proširena i na oblast neživotnih osiguranja, u kontekstu trenda razvoja tehnika modeliranja novčanih tokova u vidu tzv. dinamičke finansijske analize (engl. *Dynamic Financial Analysis* - DFA), kao važnog instrumenta upravljanja poslovanjem i rizicima neživotnih osiguravača. Savremeni dinamički pristupi za utvrđivanje margine solventnosti predstavljaju rezultat nastojanja da se otklone ključni nedostaci klasične teorije rizika, u pogledu njene kompleksnosti, praktične neprimenljivosti i striktno limitiranosti na čiste rizike osiguranja, ali i da se istovremeno prevaziđu slabosti statičkih pristupa, koje proizilaze iz njihove preterane pojednostavljenosti. Da bi osiguravajuća kompanija bila solventna, nije dovoljno samo obezbediti sredstva u odgovarajućem iznosu, već i raspoloživost tih sredstava onda kada su ona potrebna.²⁷³ Nasuprot statičkim, dinamički modeli za evaluaciju solventnosti upravo uvažavaju (ne)usklađenost novčanih priliva sa odlivima koji nastaju tokom određenog vremenskog perioda, zbog čega u relevantnoj literaturi stiču naziv „koncept nastajućih troškova“ (engl. *emerging costs concept*).²⁷⁴

U zavisnosti od toga da li uzimaju u obzir celokupnu raspodelu verovatnoća rizičnih varijabli, ili njihove pojedinačne ishode, dinamički pristupi mogu biti stohastičke ili determinističke prirode.²⁷⁵ Preciznije, u okviru date kategorije pristupa izdvajaju se teorijski pristupi riziku i propasti i pristupi koji su zasnovani na scenariju razvoja događaja,²⁷⁶ koji će biti detaljno razmotreni u nastavku rada.

²⁷² Ceccarelli, S. (2002). „Insolvency Risk in the Italian Non-life Insurance Companies. An Empirical Analysis Based on a Cash Flow Simulation Model“. *Working Paper*. Rome: Supervisory Commission on Pension Funds (COVIP), str. 7.

²⁷³ Hooker *et al.*, *op. cit.*, str. 269.

²⁷⁴ Daykin, C., Bernstein, G., Coutts, S., Devitt, E., Hey, G., Reynolds, D., Smith, P. (1987). „The solvency of a general insurance company in terms of emerging costs“. *ASTIN Bulletin*, 17(1), str. 85.

²⁷⁵ Ceccarelli, *op. cit.*, str. 8.

²⁷⁶ IAIS (2000), *op. cit.*, str. 18.

2.3.2.1. Teorijski (probabilistički) pristupi riziku i propasti

Teorijski pristupi riziku i propasti (engl. *Risk and ruin theoretic approaches*) su usmereni ka kreiranju modela novčanih tokova kojim se opisuje poslovanje osiguravača i, na osnovu odgovarajućih pretpostavki, predviđa dinamička evolucija njegovog finansijskog položaja u budućnosti. Polazište pristupa je teorijski okvir unutar koga se identifikuju ključne varijable koje utiču na solventnost osiguravajuće kompanije. Svakoj od varijabli se dodeljuje odgovarajuća raspodela verovatnoća, čiji se parametri ocenjuju na bazi relevantnih podataka iz prošlosti. Na osnovu proizvoljno velikog broja mogućih ishoda, koji se stohastičkim simulacijama „izvlače“ iz datih raspodela, opisuje se raspodela verovatnoća neto imovine osiguravača i, primenom izabrane mere rizika, određuje potreban iznos kapitala za obezbeđenje solventnosti. Stoga se modeli date kategorije alternativno označavaju probabilističkim, tj. „modelima zasnovanim na raspodelama verovatnoće“.²⁷⁷

Uvećanjem (ili umanjenjem) raspoloživog kapitala osiguravača simuliranim neto novčanim tokovima po svakoj od godina projekcije, uz uvažavanje koncepta vremenske vrednosti novca, izvode se moguće trajektorije neto imovine u funkciji vremena. Nesolventnost osiguravača nastupa u onom vremenskom trenutku u kome projektovana vrednost neto imovine postaje negativna. Verovatnoća propasti može biti ocenjena u vidu količnika broja slučajeva propasti tokom celokupnog posmatranog perioda i ukupnog broja simuliranih ishoda.²⁷⁸

Dok se teorijski postulati probabilističkih pristupa vezuju za klasičnu teoriju rizika, začetak njihove institucionalizovane primene predstavlja tzv. teorijski test solventnosti, koji je 1953. godine uspostavljen u Finskoj.²⁷⁹ Samom pojmu margine solventnosti prethodio je koncept statutarnih stabilizacionih rezervi u životnom, odnosno rezervi za izravnjanje rizika (engl. *equalization reserve*) u neživotnom osiguranju, u funkciji dodatnog garanta obezbeđenja preuzetih obaveza osiguravača, kroz izravnjanje stohastičkih fluktuacija godišnjeg iznosa šteta. Osiguravajuća kompanija je smatrana solventnom ukoliko je data rezerva, uvećana projektovanim prihodima od premije osiguranja i investiranja, pri nivou poverenja od 0,99, bila dovoljna za pokriće agregatnog iznosa šteta (za koji je pretpostavljeno da sledi složenu *Poisson*-ovu raspodelu) u jednogodišnjem vremenskom periodu. Model je usmeren ka određivanju donje (u svrhe obezbeđenja solventnosti) i gornje (u svrhe korišćenja poreskih

²⁷⁷ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 180.

²⁷⁸ Daykin *et al.* (1987), *op. cit.*, str. 98.

²⁷⁹ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 11.

olakšica) granice rezerve za izravnjanje rizika. Početkom `80-ih godina XX veka, ispoljena je inicijativa za inoviranje metodologije utvrđivanja solventnosti osiguravača u Finskoj. U date svrhe je formirana posebna radna grupa, sa zadatkom sprovođenja opsežne studije o solventnosti, čiji je rezultat tzv. test solventnosti, koji finski osiguravači, u savremenim uslovima, primenjuju uporedo sa evropskim modelom fiksnog koeficijenta.

Zahtevani kapital za pokriće rizika osiguranja se, u okviru datog testa, određuje se na nivou koji, sa verovatnoćom od 99%, obezbeđuje solventnost kompanije u toku naredne poslovne godine, pod pretpostavkom stabilnih prinosa na investicije. Polazište izvođenja obrasca koji se koristi za izračunavanje tog kapitalnog zahteva je tzv. tranziciona formula, kojom se opisuje profitabilnost ukupnog poslovanja osiguravača tokom određenog vremenskog perioda (poslovne godine) t :²⁸⁰

$$\Delta U_t = \tilde{P}_t + I_t - \tilde{S}_t - E_t - D_t. \quad (2.59)$$

Dakle, ukupan profit, ili gubitak, kojim se uvećava, odnosno umanjuje, margina solventnosti U_t tokom datog perioda ($\Delta U = U_t - U_{t-1}$) predstavlja rezultantu zarađenih premija osiguranja \tilde{P}_t , neto prinosa od investiranja I_t , nastalih osiguranih šteta \tilde{S}_t , troškova poslovanja E_t i iznosa dividendi D_t , pri čemu su sve veličine iskazane na neto osnovi. Raščlanjujući investicioni prinos na deo po osnovu ulaganja sredstava koja služe za pokriće tehničkih rezervi TR_{t-1} i margine solventnosti U_{t-1} sa početka poslovne godine po stopi prinosa p (tj. $I_t = p \cdot TR_{t-1} + p \cdot U_{t-1}$), i pridružujući iznos dividendi troškovima poslovanja, moguće je zapisati:

$$U_t = \tilde{P}_t + p \cdot TR_{t-1} + (1+p) \cdot U_{t-1} - \tilde{S}_t - E_t. \quad (2.60)$$

Teorijski model podrazumeva korekciju stope prinosa p na niže, u srazmeri sa rastom zarađene premije osiguranja (koji, pored realnog, uključuje i inflatorni rast), tako da je:

$$p' = p \cdot \frac{\tilde{P}_{t+1}}{\tilde{P}_t}. \quad (2.61)$$

Tada ratio solventnosti:

$$u_t = \frac{U_t}{\tilde{P}_t} \quad (2.62)$$

²⁸⁰ Cummins, J.D., Derring, R.A. (eds) (1988). *Classical Insurance Solvency Theory*. Norwell: Kluwer Academic Publishers, str. 2.

može biti definisan polazeći od obrasca (2.55) na osnovu racija šteta:

$$s_t = \frac{\tilde{S}_t}{\tilde{P}_t}, \quad (2.63)$$

racija troškova:

$$e_t = \frac{E_t}{\tilde{P}_t} \quad (2.64)$$

i racija tehničkih rezervi:

$$tr_t = \frac{TR_t}{\tilde{P}_t} \quad (2.65)$$

u obliku:

$$u_t = 1 + p' \cdot tr_{t-1} + (1 + p') \cdot u_{t-1} - s_t - e_t. \quad (2.66)$$

Ukoliko je dodatak za sigurnost Λ_t ukalkulisan u bruto premiju osiguranja po stopi $\eta_t = \frac{\Lambda_t}{\tilde{P}_t}$, pod pretpostavkom jednakosti troškova poslovanja osiguravača E_t i režijskog dodatka namenjenog njihovom pokriću, merodavna riziko premija $\tilde{R}P_t$ može biti predstavljena na način:²⁸¹

$$\tilde{R}P_t = \tilde{P}_t(1 - \eta_t - e_t). \quad (2.67)$$

Kako riziko premija odgovara očekivanoj vrednosti šteta, tj. $\tilde{R}P_t = E(\tilde{S}_t)$, za prosečan racio šteta \bar{s}_t važi

$$\bar{s}_t = \frac{E(\tilde{S}_t)}{\tilde{P}_t} = 1 - \eta_t - e_t, \quad (2.68)$$

na osnovu čega je:

$$u_t = p' \cdot tr_{t-1} + (1 + p') \cdot u_{t-1} - s_t + \bar{s}_t + \eta_t. \quad (2.69)$$

Posmatrajući ukupan sigurnosti dodatak Λ'_t , kao zbir dodatka sadržanog u premiji osiguranja Λ_t i prinosa od investiranja tehničkih rezervi $p \cdot TR_{t-1}$, bazična jednakost, na osnovu koje se sprovode simulacije racija solventnosti u_t , može biti predstavljena u obliku:

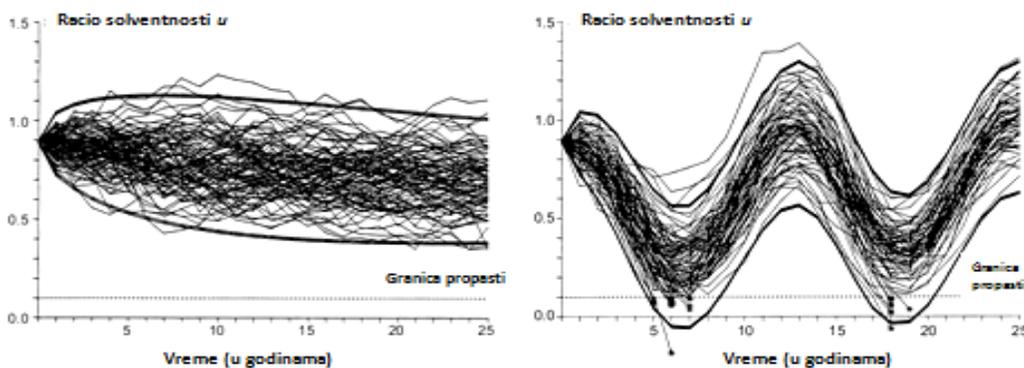
$$u_t = (1 + p') \cdot u_{t-1} + \eta'_t + \bar{s}_t - s_t, \quad (2.70)$$

gde je

²⁸¹ Struktura bruto premije i racio pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja će biti predmet detaljne analize u trećem delu rada.

$$\eta'_i = \frac{\Lambda_i + p \cdot TR_{t-1}}{\tilde{P}_i} = \frac{\Lambda'_i}{\tilde{P}_i}. \quad (2.71)$$

Grafikon 2.8 ilustruje rezultat simulacija vrednosti racija solventnosti u višegodišnjem vremenskom horizontu, u granicama intervala poverenja od 99%. Za razliku od prve prikazane situacije, u kojoj su izostali slučajevi propasti, u drugoj situaciji su uvaženi efekti dugoročnih ciklusa²⁸² na profitabilnost osiguravača, što je rezultovalo višestrukim dostizanjem granice propasti unutar odgovarajućeg broja sprovedenih simulacija:



Grafikon 2.8. *Simulirane trajektorije racija solventnosti u višegodišnjem vremenskom horizontu*

Izvor: Cummins, J.D., Derring, R.A. (eds) (1988). *Classical Insurance Solvency Theory*. Norwell: Kluwer Academic Publishers, str. 31-32.

Na bazi raspoloživih empirijskih podataka za celokupno finsko tržište osiguranja, uz uvažavanje dugoročnih tržišnih ciklusa, inflacije, realnog rasta premije i stope prinosa od investicija, ocenjeni su parametri konačnog obrasca za izračunavanje minimalnog kapitalnog zahteva za pokriće rizika osiguranja u periodu od jedne godine U_{\min}^O :²⁸³ i

$$U_{\min}^O = 0,214 \sum_i \tilde{R}P_i - 0,043 \sum_i \tilde{P}_i + \sqrt{7,9 \sum_i \beta_i M_i \tilde{R}P_i + 9,2 \sum_i \sigma_i^2 \tilde{R}P_i^2} + M + U_c, \quad (2.72)$$

gde su:

- $\tilde{R}P_i$ - merodavna riziko premija u i -toj liniji poslovanja,
- \tilde{P}_i - merodavna premija u i -toj liniji poslovanja,
- β_i, σ_i^2 - unapred definisane konstante, koje odražavaju obični i centralni momenat reda 2 raspodele agregatnog godišnjeg iznosa šteta u i -toj liniji poslovanja,

²⁸² U datom kontekstu se pod ciklusima, pored ciklusa tržišta osiguranja, koji su objašnjeni u prethodnom delu rada, podrazumevaju i drugi faktori čije se dejstvo ispoljava kroz dugoročne fluktuacije broja i/ili iznosa šteta (nasuprot njihovim kratkoročnim slučajnim fluktuacijama), poput nivoa opšte ekonomske aktivnosti, inflacije, promena u praksi rešavanja šteta itd.

²⁸³ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 126.

M_i, M - maksimalan iznos samopridržaja po jedinici rizika u i -toj liniji poslovanja, odnosno konkretnom portfelju osiguranja,

U_c - posebna rezerva namenjena pokriću katastrofalnih rizika.

Poslednjom revizijom, sprovedenom 1999. godine, metodologija utvrđivanja solventnosti neživotnih osiguravača u Finskoj je proširena na rizike imovine. Modeliranjem prinosa od investicija, kao zasebnog slučajnog procesa, formulisan je obrazac za izračunavanje minimalnog kapitalnog zahteva za pokriće rizika imovine sa verovatnoćom od 99%, u periodu od jedne godine U_{\min}^I :²⁸⁴

$$U_{\min}^I = \frac{A}{100} \left(- \sum_i \alpha_i (r_i - r^*) + 2,15 \sqrt{\sum_{i \neq j} \alpha_i \alpha_j \sigma_i \sigma_j \rho_{i,j}} \right), \quad (2.73)$$

gde su:

A - tržišna vrednost imovine koja služi za pokriće tehničkih rezervi (izuzimajući rezerve za izravnjanje rizika) i kapitalnog zahteva na ime rizika osiguranja,

α_i, α_j - učešće i -te, odnosno j -te kategorije imovine u ukupnoj aktivi osiguravača,

r_i - očekivani prinos i -te kategorije imovine,

r^* - zahtevani ukupan prinos na imovinu osiguravača,

σ_i, σ_j - standardna devijacija prinosa i -te, odnosno j -te kategorije imovine,

$\rho_{i,j}$ - koeficijent korelacije između prinosa i -te i j -te kategorije imovine.

Imovina osiguravača se razvrstava na: obveznice, akcije, nekretnine, odobrene zajmove, kratkoročne hartije od vrednosti i ostale investicije, pri čemu su vrednosti parametara r_i , σ_i i $\rho_{i,j}$ unapred definisane. Ukupan minimalni kapitalni zahtev za obezbeđenje solventnosti neživotnih osiguravača U_{\min} se utvrđuje prema obrascu:

$$U_{\min} = 0,80 \cdot (U_{\min}^O + \max(U_{\min}^I, Z)), \quad (2.74)$$

gde su:

U_{\min}^O - izračunati minimalni kapitalni zahtev za pokriće rizika osiguranja,

U_{\min}^I - izračunati minimalni kapitalni zahtev za pokriće rizika imovine,

Z - maksimalan iznos ukupnog samopridržaja osiguravača.

Polazeći od pretpostavke da rizici osiguranja i imovine nisu perfektno pozitivno korelisani, minimalni kapitalni zahtev je za 20% niži od prostog zbira odnosnih kapitalnih

²⁸⁴ *Ibidem*, str. 128.

zahteva za njihovo pokriće, kao tzv. ciljanog nivoa kapitala za održanje solventnosti osiguravača ($U_{\min}^O + U_{\min}^I$). Nasuprot zahtevanoj, rezerve za izravnjanje rizika, zajedno sa sopstvenim kapitalom osiguravača i latentnim rezervama (po osnovu potcenjenosti imovine), čine raspoloživu marginu solventnosti. Njen pad ispod ciljanog nivoa kapitala podrazumeva obavezu osiguravača da organu nadzora prezentuje odgovarajući plan delovanja u cilju oporavka svog finansijskog položaja, dok pad ispod minimalnog kapitalnog zahteva povlači oduzimanje dozvole za rad. Specifičnost finskog testa solventnosti je variranje granične vrednosti racija raspoložive i zahtevane margine solventnosti (koja je osnov za intervenciju organa nadzora) u funkciji opštih ekonomskih uslova, čime se ublažava prociklično delovanje regulatornog režima.²⁸⁵

Obrazloženi model utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija u Finskoj upravo je poslužio kao inspiracija i polazište za razvoj probabilističkih pristupa u drugim evropskim zemljama, u njihovim individualnim pokušajima prevazilaženja nedostataka jedinstvenog modela fiksnog koeficijenta. Tako je, na primer, njegovo prilagođavanje uslovima poslovanja u Velikoj Britaniji rezultovalo svojevrsnim simulacionim modelom za evaluaciju solventnosti neživotnih osiguravača.²⁸⁶ Slično, uvažavanje stohastičke prirode neto imovine osiguravača, na bazi odgovarajućih raspodela verovatnoće, predstavlja ključnu odrednicu standarda solventnosti za osiguravajuće kompanije u Švajcarskoj.²⁸⁷

2.3.2.1.1. Prednosti i nedostaci teorijskih pristupa riziku i propasti

Zahvaljujući stohastičkim simulacijama, pristupi koji su zasnovani na raspodelama verovatnoća omogućuju eksplicitno modeliranje uticaja pojedinih faktora finansijskog zdravlja osiguravača koji su izvan dometa faktorskih pristupa. Takav je, na primer, slučaj sa efektima proporcionalnih i neproporcionalnih vidova reosiguranja na raspodelu šteta. Time se osiguravači podstiču da usklađuju ne samo obim, već i vrstu reosiguravajućeg pokrića sa svojim tehničkim i finansijskim kapacitetima kako bi, po osnovu realno manje izloženosti rizicima osiguranja, iskazali niži nivo zahtevanog kapitala. Dalje, kapitalni zahtev na ime rizika osiguranja ne samo da se određuje za svaku liniju poslovanja zasebno, već se dovodi

²⁸⁵ EU Commission (2002). „Risk models of insurance companies or groups“. *Note to the Solvency subcommittee*, MARKT/2515/02-EN. Brussels: European Commission, str. 15.

²⁸⁶ Šire videti u: Sandström (2006), *op. cit.*, str. 159-164.

²⁸⁷ Šire videti u: FOPI (2004). *White Paper on the Swiss Solvency Test*. Berne: Federal Office of Private Insurance.

u direktnu vezu sa njihovom volatilnošću, čime se daje važan doprinos preciznosti merjenja najvažnije kategorije rizika za neživotne osiguravače.

Za razliku od prethodno obrazloženih, probabilitički pristup direktno uvažava efekte diverzifikacije, odnosno koncentracije rizika, između različitih oblika imovine i linija poslovanja neživotnih osiguravača. Sa druge strane, iako se međusobna zavisnost rizika osiguranja i rizika imovine u okviru finskog testa solventnosti ne ocenjuje, već samo arbitrarno i unapred pretpostavlja, drugi probabilitički pristupi podrazumevaju kombinovanje raspodela varijabli koje odražavaju izloženost različitim kategorijama rizika primenom odgovarajućih kovarijacionih matrica, čime se navedeni nedostatak otklanja.

Uključivanje u obračun većeg broja podataka koji se odnose na samog osiguravača omogućuje relativno bolju prilagođenost rezultata tog obračuna njegovom specifičnom rizičnom profilu. Međutim, iako su vrednosti parametara finskog testa solventnosti ocenjene na osnovu odgovarajućeg probabilitičkog modela, one se odnose na tržište kao celinu. Povećanjem obima tržišta, povećavaju se i odstupanja individualnih u odnosu na prosečni rizični profil osiguravača na njemu, i ugrožava adekvatnost jedinstvenih parametara modela. Samim tim, teorijski pristupi riziku i propasti daju najbolje rezultate na relativno malim i homogenim tržištima osiguranja.²⁸⁸ Ipak, njihova važna odlika je mogućnost zamene standardnih, tržišnih vrednosti parametara onim vrednostima koje su ocenjene na bazi sopstvenih podataka osiguravača (uz saglasnost nadzornog organa). Međutim, prisutna je bojazan da se uvođenjem teorijskog pristupa riziku i propasti od strane regulatora potencijalno sputava razvoj internih probabilitičkih modela za utvrđivanje solventnosti od strane samih osiguravača.²⁸⁹

Nedovoljno poznavanje i razumevanje procesa poslovanja u osiguranju i okruženja u kome se taj proces odvija impliciraju opasnost kreiranja probabilitičkih modela koji su isuviše uopšteni i neprilagođeni realnim okolnostima. Mnogi faktori finansijskog zdravlja osiguravača, po svojoj prirodi i/ili usled nedostajućih podataka, jednostavno ne podležu kvantitativnom opisivanju i statističkom predviđanju, poput promena u ponašanju osiguranika i relevantnoj regulativi u prvom, ili retkih ekstremnih događaja, u drugom slučaju. Stoga, modeli mogu obilovati aproksimacijama u meri u kojoj se narušava pouzdanost rezultata simulacija. Na primer, obrazloženi probabilitički pristup kojim se utvrđuje solventnost neživotnih osiguravača u Finskoj počiva na pretpostavkama da se

²⁸⁸ Kočović, Plavšić, *op. cit.*, str. 75.

²⁸⁹ EU Commission (2002), *op. cit.*, str. 15.

sredstva za pokriće tehničkih rezervi i raspoloživog kapitala osiguravača plasiraju po istoj stopi prinosa, kao i da su troškovi poslovanja osiguravača i režijski dodatak međusobno jednaki, koje u praksi nisu nužno ispunjene. Interesantno je primetiti da tretman rizika nedovoljnosti rezervi za štete u okviru ovog pristupa nije adekvatan, jer se njihov iznos ne uzima u obzir pri izračunavanju zahtevanog kapitala za pokriće rizika osiguranja.²⁹⁰

Pouzdanost rezultata probabilističkog pristupa je kritički uslovljena adekvatnošću izabranog tipa raspodele verovatnoća rizičnih varijabli, kao i tačnošću ocena parametara svake od njih, odnosno njihovih međusobnih korelacija. Takođe, izbor nivoa poverenja i vremenskog horizonta koji će biti korišćeni u analizi karakteriše izvestan stepen proizvoljnosti. Ukoliko je izabrani limit verovatnoće propasti isuviše visok, izostaće adekvatna zaštita osiguranika. Sa druge strane, isuviše nizak limit verovatnoće, pri ostalim nepromenjenim uslovima, dovodi do situacije u kojoj kapitalni zahtev predstavlja neopravdano visok teret za osiguravače. Što je duži vremenski period na koji se simulacije odnose, utoliko su izraženiji rizici pogrešnih parametara i modela kojima se opisuje ponašanje obuhvaćenih rizičnih varijabli.

Za svaki mogući scenario, pristup predviđa vrednost neto imovine osiguravača, odnosno njegovog racija solventnosti, po pojedinim godinama projekcije, ali ne pruža informaciju o konkretnim uzrocima zbog kojih data vrednost može biti negativna. Takođe, variranje parametara modela dovodi do promene rezultujuće verovatnoće propasti, pri ponovnom sprovođenju simulacija. Međutim, nije moguće odrediti u kom stepenu je takva promena zaista determinisana pretpostavljenom promenom ponašanja rizičnih varijabli, a u kom stepenu slučajnošću, kao neminovnom odlikom simulacija. Stoga se, sa aspekta korisnika izvan aktuarske službe, kojima pojmovi raspodela verovatnoća i stohastičkih simulacija nisu bliski, probabilistički model poistovećuje sa „crnom kutijom“ i time ograničava upotrebna vrednost njegovih rezultata u samom procesu upravljanja rizicima.²⁹¹

2.3.2.2. Modeli zasnovani na scenariju razvoja događaja

U okviru modela koji su zasnovani na scenariju razvoja događaja, solventnost osiguravača se testira, analizira u odnosu na niz pretpostavljenih nepovoljnih okolnosti, u formi unapred definisanih scenarija. Otuda se dati modeli alternativno označavaju

²⁹⁰ EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 230.

²⁹¹ Feldblum, S. (1995). „Forecasting the future: stochastic simulation and scenario testing“. *Incorporating risk factors in dynamic financial analysis*, Casualty Actuarial Society 1995 Discussion Paper Program. Landover: Colortone Press, str. 156-159.

„dinamičkim testiranjem (analizom) solventnosti“.²⁹² Scenario analiza, koja se koristi u svrhe ocene solventnosti osiguravajućih kompanija, podrazumeva definisanje baznog scenarija, koji je konzistentan sa poslovnim planom kompanije, i niza nepovoljnih scenarija, u funkciji ispitivanja osetljivosti neto imovine na buduće ponašanje faktora finansijskog zdravlja osiguravača koje može odstupati od planiranog. Menadžment kompanije je odgovoran za sastavljanje što realističnijeg poslovnog plana, od čega zavisi uspešnost identifikacije područja koja su u najvećoj meri izložena rizicima. Odgovornost za realističnost i relevantnost scenarija, sa druge strane, ima nadzorni organ koji ih propisuje, odnosno aktuar koji ih kreira, ili prilagođava karakteristikama konkretnog osiguravača.

Po pravilu, scenario analiza se odnosi na višegodišnji vremenski period, koji je dovoljan da se u potpunosti razviju pretpostavljeni efekti scenarija na finansijsko zdravlje osiguravača, preduzmu mere za suzbijanje tih efekata i ocene njihovi rezultati.²⁹³ Bilo da se odnose na istorijske ili hipotetičke događaje, scenarija mogu opisivati potencijalne posledice jedne ekstremno velike, ili niza inkrementalnih promena, u delovanju pojedinačnih faktora, odnosno simultanog uticaja više faktora rizika, na imovinu i/ili obaveze osiguravača. Izbor tipa scenarija u konkretnom slučaju zavisi od vrste rizika, kao i raspoloživih podataka iz prošlosti.²⁹⁴ U principu, modeli zasnovani na scenariju razvoja događaja se javljaju pre kao dopuna modelima adekvatnosti kapitala, ili teorijskim pristupima riziku i propasti, nego kao samostalni modeli za izračunavanje zahtevane margine solventnosti osiguravajućih kompanija. Takav je slučaj sa kanadskim dinamičkim testom adekvatnosti kapitala u prvom, odnosno švajcarskim testom solventnosti, u drugom slučaju.

Kanada je jedna od prvih zemalja u kojoj su, 1998. godine, scenarija uvedena kao sastavni element zvanične metodologije utvrđivanja solventnosti neživotnih osiguravača, u formi tzv. dinamičkog testiranja adekvatnosti kapitala (*Dynamic Capital Adequacy Testing - DCAT*), najpre kao dopuna modela fiksnog koeficijenta, a zatim modela adekvatnosti kapitala.²⁹⁵ Naime, minimalni nivo kapitala neživotnih osiguravača, koji je potreban za pokriće rizika imovine, osiguranja i vanbilansnih stavki, određuje se primenom unapred definisanih faktora na pojedine bilansne i vanbilansne pozicije i sumiranjem dobijenih iznosa. U poređenju sa modelom adekvatnosti kapitala u SAD-u, među rizicima osiguranja

²⁹² IAIS (2000), *op. cit.*, str. 20.

²⁹³ IAIS (2003), *op. cit.*, str. 13.

²⁹⁴ Jovović (2009), *op. cit.*, str. 35.

²⁹⁵ Iako su standardi adekvatnosti kapitala kompanija u oblasti osiguranja života u Kanadi uspostavljeni još 1992. godine, neživotni osiguravači su sve do 2002. godine primenjivali model fiksnog koeficijenta u svrhe izračunavanja zahtevane margine solventnosti.

se razlikuju rizici dovoljnosti premije, rezervi za štete i rezervi za nezarađene premije, ali i katastrofalni rizici, čiji odgovarajući faktori rizika variraju između linija poslovanja. Da bi osiguravajuća kompanija bila solventna, njen raspoloživi kapital mora biti najmanje jednak izračunatom minimumu. Ipak, pretpostavka neometanog poslovanja osiguravača je održavanje tzv. ciljanog nivoa kapitala, u iznosu od 150% minimalnog nivoa kapitala.

Uporedno dinamičko testiranje adekvatnosti kapitala koristi finansijski model kompanije za sagledavanje mogućih efekata nepovoljnih budućih scenarija na njenu sposobnost izmirenja obaveza. Kao proces analize postojeće i projekcije buduće kapitalne pozicije osiguravača, DCAT uzima u obzir prošlo iskustvo, trenutne okolnosti i definisane poslovne planove u okviru različitih scenarija razvoja događaja.²⁹⁶ Aktuar ima posebnu ulogu uočavanja opasnosti za finansijsko zdravlje kompanije (čije se ostvarenje simulira u okviru scenarija) i predlaganja pravaca akcije kojima bi one mogle biti izbegnute, ili njihove posledice umanjene. Proces dinamičkog testiranja adekvatnosti kapitala se realizuje kroz faze razvoja baznog scenarija, identifikacije i ocene pretnji za solventnost osiguravača, zatim razvoja mogućih nepovoljnih scenarija, projekcije i analize adekvatnosti kapitala i konačno, izveštavanja menadžmenta i organa nadzora o rezultatima testa.²⁹⁷ Scenarija obuhvataju projekcije koje se odnose kako na tekuće, tako i na očekivane buduće poslove osiguranja, ali i na rezultate drugih aktivnosti koje kompanija obavlja, a koje nisu tipične za osiguranje. Projekcije pokrivaju period od najmanje pet godina u životnim, odnosno, tri godine u neživotnim osiguranjima.²⁹⁸

Bazni scenario predstavlja skup realističnih pretpostavki u pogledu finansijskog položaja kompanije tokom perioda projekcije. Kao standard poređenja sa rezultatima drugih scenarija, bazni scenario se izvodi iz poslovnog plana kompanije. Nepovoljna scenarija opisuju individualno, ili simultano dejstvo kategorija rizika, koje su prethodno identifikovane kao relevantne za datog osiguravača, na njegov finansijski položaj u istom periodu. U oblasti neživotnih osiguranja, moguće kategorije rizika na koje se scenarija odnose uključuju: rizike većeg od očekivanog intenziteta i/ili učestalosti šteta, potcenjenosti tehničkih rezervi, odstupanja stvarnog od planiranog obima i/ili strukture poslovanja, rizike reosiguranja, inflacije, investiranja, kao i političke, rizike vanbilansnih stavki i povezanih

²⁹⁶ Canadian Institute of Actuaries (2007), *op. cit.*, str. 4.

²⁹⁷ Hafeman, M. (2002). „Dynamic Capital Adequacy Testing“. *LAIS Annual Conference Presentation*. Santiago, str. 2.

²⁹⁸ Canadian Institute of Actuaries (2011). „Final Standard Regarding the Revision of the Standards of Practice - Dynamic Capital Adequacy Testing - Section 2500“. *Standards of Practice*. Ottawa: Canadian Institute of Actuaries, str. 2066.

kompanija.²⁹⁹ Scenarija nisu unapred jedinstveno definisana, već variraju između osiguravača, vrsta osiguranja, kao i u toku vremena. U svrhe provere verodostojnosti nepovoljnih scenarija, moguća je primena testova senzitiviteta, kao pomoćnih instrumenata. Njima se utvrđuje stepen u kome je potrebno varirati simulirano delovanje posmatranih rizičnih faktora da bi neto imovina osiguravača postala negativna u periodu projekcije, i preispituje njegova prihvatljivost. Nepovoljni scenario se smatra verodostojnim ukoliko verovatnoća njegove realizacije iznosi najmanje 1%.³⁰⁰ Štetni događaji koji su malo verovatni, a za koje se procenjuje da, ukoliko se realizuju, mogu imati materijalne posledice na finansijsko zdravlje kompanije, se uključuju u scenario analizu kombinovanjem sa događajima visoke verovatnoće, u okviru tzv. integrisanih scenarija. Realističnost nepovoljnih scenarija se povećava modeliranjem očekivanih „pratećih efekata“. Na primer, scenario većih od očekivanih šteta može pretpostaviti definisani procentualni porast racija šteta i/ili apsolutni novčani iznos jedne katastrofalne, odnosno više velikih šteta u narednoj godini, koji su praćeni porastom rezervisanih šteta, nesolventnošću reosiguravača, porastom cene reosiguranja pri narednoj obnovi ugovora, inflacijom šteta itd.

Racio raspoloživog u odnosu na minimalni zahtevani kapital, koji se određuje na osnovu odgovarajućih finansijskih izveštaja pripremljenih za svaku godinu unutar perioda projekcije, predstavlja varijablu čija se osetljivost u odnosu na izabrana scenarija ispituje. Kapital kompanije se može smatrati adekvatnim ukoliko bi ona bila sposobna da izmiri sve svoje obaveze pod svim scenarijima (kada je vrednost navedenog racija pozitivna) i da zadovolji minimalni regulatorni kapitalni zahtev pod uslovima bazičnog scenarija tokom celokupnog perioda projekcije (kada je navedeni racio beleži vrednost iznad 100%).³⁰¹ Pri tome je, za svaki scenario koji rezultuje nižim raspoloživim od minimalnog zahtevanog kapitala, potrebno identifikovati moguće korektivne aktivnosti menadžmenta i organa nadzora, i simulirati njihove efekte na finansijski položaj osiguravača. Na primer, u slučaju prethodno navedenog scenarija porasta šteta, moguće je modelirati posledice povećanja premijskih stopa, izmena u strukturi osiguravajućeg portfelja, izmena u politici reosiguranja, prodaje delova imovine, itd.

Švajcarski test solventnosti (*Swiss Solvency Test* - SST), sa druge strane, predstavlja relevantan primer primene scenarija kao dopune probabilističkog pristupa utvrđivanju

²⁹⁹ Pored navedenih, scenario analizom može biti obuhvaćena bilo koja druga kategorija rizika koja, prema nahođenju aktuara, može uticati na finansijsko zdravlje konkretnog osiguravača.

³⁰⁰ Hafeman, *op. cit.*, str. 3.

³⁰¹ Canadian Institute of Actuaries (2007), *op. cit.*, str. 16.

solventnosti osiguravača. Počev od 2006. godine,³⁰² osiguravajuće kompanije koje posluju u Švajcarskoj obračunavaju, pored nižeg minimalnog,³⁰³ i viši „ciljani“ nivo kapitala, koji je namenjen pokriću rizika, razvrstanih na tržišne, kreditne i rizike osiguranja (životnih, neživotnih i zdravstvenog osiguranja).³⁰⁴ U date svrhe se primenjuju standardni modeli, čiji su rezultat raspodele verovatnoća kojima se opisuje stohastička priroda promena tzv. „kapitala za podnošenje rizika“ (engl. *Risk Bearing Capital* - RBC),³⁰⁵ kao razlike tržišne vrednosti imovine i obaveza osiguravača, pod uticajem svakog od modeliranih rizičnih faktora ponaosob (uz mogućnost zamene standardnih odgovarajućim internim modelima osiguravača). Zajedničko delovanje rizičnih faktora se aproksimira kombinovanjem individualnih raspodela u agregatnu raspodelu verovatnoće standardnog modela. U funkciji mere rizika, SST koristi uslovnu vrednost pod rizikom, tako da se, na nivou poverenja od 0,99, potreban kapital za pokriće navedenih rizika izjednačava sa prosečnom vrednošću za 1% najnepovoljnijih ishoda varijable Δ_{RBC} , koja predstavlja razliku između vrednosti kapitala za podnošenje rizika nakon jedne godine (RBC_1), diskontovane po bezrizičnoj kamatnoj stopi (r_1), i njegovog trenutnog iznosa (RBC_0), tj.

$$\Delta_{RBC} = \frac{RBC_1}{1 + r_1} - RBC_0. \quad (2.75)$$

Efekte retkih događaja, ili rizika koji nisu obuhvaćeni standardnim modelom, na raspodelu kapitala za podnošenje rizika, se testiraju na osnovu scenarija. Stoga se ciljani kapital određuje agregiranjem rezultata dobijenih primenom standardnog modela i scenario analize.

Standardni SST model za rizike neživotnih osiguranja, na primer, je usmeren ka izvođenju raspodele varijable Δ_{RBC} pod uticajem varijabilnosti tehničkog rezultata u toku jedne godine. Buduće štete (koje se razvrstavaju na male i velike štete) i *run-off* rezultat rezervi za štete koje su već nastale, kao ključne determinante tehničkog rezultata, se modeliraju zasebno na nivou linija poslovanja, i dobijene raspodele agregiraju primenom unapred datih koeficijenata korelacije, ili njihovom konvolucijom.³⁰⁶ Za modeliranje

³⁰² Tačnije, dinamički test solventnosti je uveden 2006. godine za velike, a od početka 2008. godine za ostale osiguravače u Švajcarskoj, uz tranzicioni period do 2011. godine.

³⁰³ Za određivanje minimalnog kapitalnog zahteva, osiguravajuće kompanije u Švajcarskoj primenjuju model fiksnog koeficijenta u skladu sa direktivama EU, počev od 1993. godine u oblasti neživotnih i od 1994. godine u oblasti životnih osiguranja.

³⁰⁴ Pored navedenih rizika, SST obuhvata i operativne rizike, čiji je tretman isključivo kvalitativne prirode.

³⁰⁵ FOPI (2004), *op. cit.*, str. 9.

³⁰⁶ Šire videti u: FOPI (2004), *op. cit.*, str. 22-24.

katastrofalnih šteta, sa druge strane, koriste se scenarija, koja mogu biti unapred definisana od strane regulatora, ili kreirana prema specifičnim rizičnim karakteristikama osiguravača (videti tabelu 2.7).

Tabela 2.7. Definisana scenarija u okviru testa solventnosti osiguravača u Švajcarskoj

Scenario	Verovatnoća	Vrsta osiguranja		
		Životno	Neživotno	Zdravstveno
Industrijski scenario (eksplozija u hemijskom postojenju)	0,5%		x	
Pandemija (epidemija španske groznice iz 1918. godine projektovana na tekuću godinu)	1%	x	x	x
Nesrećan slučaj na radnom mestu (npr. saobraćajni udes autobusa kompanije)	0,5%		x	x
Invaliditet (porast stope invaliditeta)	0,5%	x		
Privremena sprečenost za rad (porast stope odsustva sa posla zbog privremene sprečenosti za rad)	0,5%			x
Neizmirenje obaveza od strane reosiguravača	zavisi od politike reosiguranja	x	x	x
Scenario finansijskih teškoća (pad vrednosti akcija za 30%, pad kreditnog rejtinga, pad obima novih poslova za 75%, porast privremenog povlačenja sredstava za 25%)	0,5%	x	x	x
Scenario potcenjenosti rezervisanja (neophodno povećanje rezervisanja za 10%)	0,5%		x	x
Scenario negativne selekcije u zdravstvenom osiguranju	0,5%			x
Istorijski scenario za finansijska tržišta (slom tržišta akcija iz 1987. godine, pad <i>Nikkei</i> indeksa iz 1989. godine, valutna kriza evropskog monetarnog sistema iz 1992. godine, kamatne stope u SAD-u iz 1994. godine, slom tržišta akcija iz 2000. godine)	0,1% za svaki od scenarija	x	x	x
Scenario terorističkog napada	0,5%	x	x	x
Scenario dugovečnosti (pad stope mortaliteta)	0,5%	x		

Izvor: FOPI (2006). *Technical Document on the Swiss Solvency Test*. Berne: Federal Office of Private Insurance, str. 73.

U skladu sa relativno malim brojem mogućih scenarija i niskim verovatnoćama njihove realizacije, uvodi se pretpostavka prema kojoj, u toku jedne godine, može biti realizovan najviše jedan scenario. Kako bi bio modeliran njihov uticaj, definišu se događaji: S_j - da se desi j -ti scenario ($1 \leq j \leq m$) i S_0 - da se ne desi nijedan od m definisanih scenarija u toku posmatrane godine, kojima odgovaraju verovatnoće: $p_j = P(S_j)$ i $p_0 = P(S_0)$, respektivno.

Iz međusobne isključivosti scenarija proizilazi:

$$p_0 = 1 - (p_1 + p_2 + \dots + p_m), \quad (2.76)$$

gde je $p_1 + p_2 + \dots + p_m$ verovatnoća da se desi bilo koji od m scenarija. Očekivani efekat j -tog scenarija na kapital za podnošenje rizika (RBC_1) je veličina sa negativnim predznakom c_j :

$$c_j = E(RBC_1(\text{ako se desi } j\text{-ti scenario}) - RBC_1(\text{ako se } j\text{-ti scenario ne desi})), j=1, \dots, m. \quad (2.77)$$

Funkcija raspodele promene kapitala za podnošenje rizika (Δ_{RBC}) može biti zapisana u obliku:

$$F_0(x) = P(\Delta_{RBC} \leq x | S_0) \quad (2.78)$$

ukoliko se ne desi nijedan scenario u toku date godine, odnosno kao:

$$F_j(x) = P(\Delta_{RBC} \leq x | S_j) = F_0(x - c_j) \quad (2.79)$$

ukoliko se desi j -ti scenario. Ponderisani prosek dveju funkcija, uz korišćenje definisanih verovatnoća scenarija $p_j, 0 \leq j \leq m$ u ulozi pondera, daje agregatnu funkciju raspodele posmatrane varijable:³⁰⁷

$$F_{\Delta_{RBC}}(x) = \sum_{j=0}^m p_j \cdot F_j(x) = \sum_{j=0}^m p_j \cdot F_0(x - c_j). \quad (2.80)$$

Izračunavanjem uslovne vrednosti pod rizikom za prikazanu funkciju raspodele $F(x)$, pri izabranom nivou poverenja, određuje se ukupan ciljani kapital, kao sumarna mera rizika kojima je opterećeno poslovanje osiguravača.³⁰⁸ Poređenjem tako dobijenog iznosa sa trenutno raspoloživim kapitalom za podnošenje rizika (RBC_0) dobija se konačna ocena solventnosti osiguravača.

2.3.2.2.1. Prednosti i nedostaci modela zasnovanih na scenariju razvoja događaja

Prepoznajući višestruke prednosti scenario analize, regulatorni organi širom sveta u sve većoj meri podstiču osiguravače (ili zahtevaju od njih) da inkorporiraju scenarija u proces evaluacije sopstvene solventnosti. Naime, u poređenju sa formalizovanim modelom adekvatnosti kapitala, i naročito modelom fiksnog koeficijenta, pristup scenarija nudi veću fleksibilnost pri izboru kategorija rizika u odnosu na koje će biti determinisani kapitalni

³⁰⁷ FOPI (2006). *Technical Document on the Swiss Solvency Test*. Berne: Federal Office of Private Insurance, str. 84.

³⁰⁸ Preciznije, izračunati kapital za pokriće rizika u švajcarskom testu solventnosti je potrebno uvećati tzv. rizičnom marginom, kao kompenzacijom troškova držanja regulatornog kapitala trećoj strani, koja bi preuzela na sebe portfelj posmatranog osiguravača, u slučaju njegovih finansijskih teškoća. O samom pojmu i metodologiji izračunavanja rizične margine biće više reči u četvrtom delu rada.

zahtevi. Prednosti scenarija naročito dolaze do izražaja pri pokušajima modeliranja sistematskih i sistemskih rizika, čiji se uzročnici nalaze izvan dometa delovanja pojedinačnih osiguravača, i koji često ne podležu kvantifikaciji.³⁰⁹ Sa aspekta neživotnih osiguravača, posebno je važna uloga scenario analize pri modeliranju katastrofalnih rizika. Takođe, scenarija omogućuju identifikaciju eventualnih neusklađenosti imovine i obaveza osiguravača, što je rizik koji uopšte ne može biti inkorporiran u kalkulaciju zahtevanog kapitala na bazi statičkih pristupa. Za razliku od apstraktnih faktora rizika, scenarija imaju konkretno značenje, čime je olakšano njihovo intuitivno poimanje.

Sagledavanje budućeg finansijskog položaja osiguravajuće kompanije u odgovarajućem broju alternativnih konstelacija uslova i strategija poslovanja obezbeđuje njenu bolju pripremljenost za potencijalne predstojeće izazove i pretnje njenoj solventnosti. U odnosu na probabilističke pristupe, usmerene ka generisanju raspodela verovatnoće svih mogućih ishoda posmatranih rizičnih varijabli, u fokusu scenario analize su mogući ishodi ekstremne vrednosti, koji su upravo najrelevantniji sa aspekta očuvanja solventnosti. Jednostavno variranje parametara modela pruža osnov za rangiranje rizičnih faktora prema veličini njihovog potencijalnog uticaja i srazmerno alociranje raspoloživih sredstava za upravljanje njima, sprovođenjem aktivnosti čija je relativna efektivnost takođe unapred proverena u okviru scenarija. Upoznavanje sa rizicima koji su relevantni za finansijski integritet kompanije ujedno omogućuje implementaciju, ili jačanje sistema monitoringa „osetljivih područja“, kao važnog izvora povratnih informacija, kojima se unapređuje ne samo merenje tih rizika, već i celokupan proces upravljanja njima. Stoga se scenario analizi pripisuje važna uloga neophodnog instrumenta upravljanja rizicima osiguravača, kojom se prevazilazi isključiva svrha provere adekvatnosti kapitala.³¹⁰

Kako bi navedene prednosti scenario analize zaista bile iskorišćene, potrebno je da scenarija, u najvećoj mogućoj meri, odražavaju rizični profil i uslove poslovanja svakog pojedinog osiguravača. Međutim, takav zahtev istovremeno implicira moguću nekonzistentnost u pogledu pristupa utvrđivanju solventnosti između kompanija, povećavajući troškove funkcije nadzora i usložnjavajući njeno sprovođenje. Osim toga, često nije moguće, na bazi raspoloživih podataka, proveriti stepen prilagođenosti scenarija rizičnim karakteristikama posmatranog osiguravača, i samim tim, ni oceniti njegovu moć predviđanja budućeg finansijskog zdravlja. Iz objektivne limitiranosti broja scenarija,

³⁰⁹ IAA (2013). *Stress Testing and Scenario Analysis*. Ottawa: International Actuarial Association, str. 9.

³¹⁰ IAIS (2003), *op. cit.*, str. 5.

proizilazi dodatna opasnost da izabrani skup scenarija nije sasvim relevantan za konkretnog osiguravača, naročito ako je on propisan odgovarajućom regulativom.³¹¹ Diskutabilan je i stepen detaljnosti definisanja scenarija od strane regulatora. Što taj stepen veći, manji je broj osiguravača za koje su propisana scenarija relevantna, čime se dovodi u pitanje celishodnost analize. Obrnuto, fleksibilniji pristup definisanju scenarija otvara prostor za proizvoljna tumačenja dobijenih rezultata, umanjujući njihov kredibilitet i uporedivost.³¹²

Izbor scenarija i dužine vremenskog perioda na koji se oni odnose od strane aktuaru kompanije, sa druge strane, uključuje određeni stepen arbitrarnosti, i presudno određuje kvalitet rezultata scenario analize. Kao odraz subjektivnog rasuđivanja pojedinaca, takva scenarija mogu biti isuviše optimistička ili pesimistička, dovodeći do potcenjenosti, odnosno precenjenosti kapitalnih zahteva. Mnogi istorijski događaji, koje je relativno lako replicirati, nisu nužno reprezentativni za budućnost, dok je realističnost hipotetičkih scenarija praktično nemoguće proveriti. Takođe, treba imati u vidu da pretpostavke o ponašanju jedne rizične varijable, koje su inkorporirane u određeni scenario, „povlače“ za sobom promene u ponašanju drugih rizičnih varijabli, čijim neprepoznavanjem u scenario analizi može biti narušena pouzdanost rezultujuće ocene solventnosti.³¹³ Konačno, što je vremenski horizont scenario analize duži, utoliko je pouzdanost njenih pretpostavki u pogledu budućeg ponašanja rizičnih faktora manja.

2.3.3. Komparativna analiza modela za utvrđivanje margine solventnosti

Evolucija koncepta utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija, od statičkog modela fiksnog koeficijenta, do dinamičkih probabilističkih i pristupa zasnovanih na scenariju razvoja događaja, predstavlja rezultat nastojanja da se, što preciznije, oceni dejstvo individualnih rizika i njihovih interakcija na finansijsko zdravlje svakog pojedinog osiguravača. Istovremeno, dati razvojni put je obeležen usložnjavanjem metodologije obračuna, otežanom izvodljivošću i povećanim troškovima njene primene, kao i manjom proverljivošću i uporedivošću dobijenih rezultata. Svaki pokušaj optimizacije odnosa između konfliktnih zahteva za jednostavnošću, tačnošću i konzistentnošću modela za utvrđivanje margine solventnosti iziskuje prethodnu uporednu analizu, sa ciljem identifikacije njihovih komparativnih prednosti i nedostataka. Takva analiza dobija utoliko

³¹¹ Hairs, C.J., Belsham, D.J., Bryson, N.M., George, C.M., Hare, D.J.P., Smith, D.A., Thompson, S. (2002). „Fair valuation of liabilities“. *British Actuarial Journal*, 8(2), str. 238.

³¹² IAA (2013), *op. cit.*, str. 11.

³¹³ Ceccarelli, *op. cit.*, str. 9.

više na značaju kada se ima u vidu da ne postoje pouzdani empirijski dokazi o odnosu troškova i koristi svakog od modela, usled čega nije moguće jedan model označiti nesumnjivo boljim i/ili efikasnijim u odnosu na druge modele.³¹⁴

U literaturi iz oblasti osiguranja prisutan je izvestan broj pokušaja međusobnog poređenja aktuarskih modela za utvrđivanje margine solventnosti na osnovu različitih kriterijuma. *Eling i Holz Müller* (2008), na primer, vrše poređenje modela primarno na osnovu načina funkcionisanja regulative i nadzora nad solventnošću u zemljama koje su reprezentativne za različite režime solventnosti. *Farny* (1997) poredi evropski model fiksnog koeficijenta i američki model adekvatnosti kapitala u svetlu njihove funkcionalnosti i objektivne tačnosti. Širi skup kriterijuma poređenja definisali su *Cummins et al.* (1993), ali su njihovu primenu ograničili isključivo na pristupe utvrđivanju solventnosti osiguravača koji su zasnovani na rizicima. Nastojeći da uvaži savremene tendencije razvoja standarda solventnosti u izmenjenim uslovima poslovanja, *Holz Müller* (2008) uvodi nove kriterijume njihove komparacije, koji stavljaju akcenat na dinamiku tržišta osiguranja i tržišta kapitala. Ipak, svaki od dosadašnjih pristupa poređenja je parcijalne prirode i ograničen na one kriterijume i modele koji su u domenu interesovanja različitih autora. Stoga se javlja potreba za sveobuhvatnom komparativnom analizom statičkih i dinamičkih modela za evaluaciju solventnosti osiguravača, na osnovu većeg broja kriterijuma koji su identifikovani kao relevantni za temu predmetnog rada:

- „Osetljivost“ na rizike: Odgovarajući model utvrđivanja solventnosti treba da prepozna najvažnije kategorije rizika u osiguranju, kao i načine na koji ti rizici ugrožavaju svakog konkretnog osiguravača, kao ključne determinante njegovog rizičnog profila.³¹⁵ Osetljivost na rizike je upravo jedan od osnovnih principa adekvatnosti kapitala i solventnosti osiguravajućih kompanija,³¹⁶ koji se ostvaruje kroz tzv. pristup „celokupnog bilansa stanja“, u smislu sveobuhvatne analize rizika kako na strani obaveza, tako i na strani imovine osiguravača, odražavajući njihovu međusobnu (ne)zavisnost. Izuzev modela fiksnog koeficijenta, ostali razmotreni modeli za utvrđivanje solventnosti osiguravača se odlikuju osetljivošću na rizike, koja je generalno veća (u pogledu obuhvata kako različitih rizičnih kategorija, tako i specifičnih rizičnih karakteristika osiguravača) što je model složeniji i fleksibilniji. Podrobnom identifikacijom i preciznim merenjem ključnih kategorija

³¹⁴ Eling, Holz Müller, *op. cit.*, str. 26.

³¹⁵ Cummins, J.D., Harrington, S., Niehaus, G. (1993). „An Economic Overview of Risk-Based Capital Requirements for the Property-Liability Insurance Industry“. *Journal of Insurance Regulation*, 11(4), str. 437.

³¹⁶ IAIS (2002), *op. cit.*, str. 7.

rizika, dinamički pristupi onemogućuju propuste i kašnjenja supervizora u prepoznavanju finansijski slabih osiguravača, kao i diskriminaciju celokupnih segmenata tržišta osiguranja (npr. malih osiguravača, društava za uzajamno osiguranje, itd.) koje može proizvoditi „neosetljivost“ na rizike.³¹⁷

- *Obuhvaćene kategorije rizika i mogućnost njihovog proširenja:* Fokus modela fiksnog koeficijenta ograničen je na rizike osiguranja, dok modeli adekvatnosti kapitala nastoje da eksplicitno obuhvate veći broj kategorija rizika koje su relevantne za osiguravače, sa mogućnošću uključivanja novih rizika. Ipak, dinamički modeli pružaju znatno širi okvir za selekciju rizika, uključujući pojedine rizike koji inače ne mogu biti modelirani unutar statičkih pristupa (poput, na primer rizika (ne)usklađenosti imovine i obaveza). Pri tome, pristupi zasnovani na scenariju razvoja događaja su prvenstveno usmereni ka merenju mogućeg uticaja tržišnih i katastrofalnih rizika, dok su probabilistički pristupi inicijalno primenjeni u domenu rizika osiguranja, a tek zatim ostalih rizika koji ugrožavaju poslovanje osiguravača, uključujući čak i operativne rizike. Tendencija osiguravača da povećavaju svoju izloženost upravo onim rizicima koji nisu obuhvaćeni regulatornim režimom solventnosti poprima karakteristike sistematskog rizika, o čemu svedoče masovni kapitalni gubici evropskih osiguravača po osnovu nepovoljnih kretanja na tržištu kapitala 2001/02 godine, kao realizacija rizika koji model fiksnog koeficijenta jednostavno ne uzima u obzir.³¹⁸

- *Vrednovanje imovine i obaveza osiguravača:* Visina raspoloživog i zahtevanog kapitala u okviru statičkih modela zasnovan je na knjigovodstvenim vrednostima imovine i obaveza osiguravača. Uporedivost rezultujućih ocena solventnosti, kao generalno proklamovana posledica funkcionalnosti statičkih modela, nije nužno ostvarena ukoliko su finansijski izveštaji, kao izvor korišćenih podataka, zasnovani na različitim računovodstvenim principima. Favorizovanjem istorijskih, u odnosu na stvarne ekonomske vrednosti imovine i obaveza, „zamađuje“ se slika finansijskog položaja osiguravača i ograničavaju mogućnosti blagovremene anticipacije problema nesolventnosti od strane organa nadzora.³¹⁹ Problem dolazi utoliko više do izražaja ukoliko se ima u vidu da faktorski pristupi generišu podsticaje za manipulativno delovanje osiguravača, u pravcu iskazivanja nižih vrednosti rizičnih varijabli i, posledično, kapitalnih zahteva. Vrednovanje imovine i obaveza osiguravača na tržišnim principima u okviru dinamičkih modela, sa druge strane,

³¹⁷ Cummins *et al.* (1993), *op. cit.*, str. 437.

³¹⁸ FOPI (2004), *op. cit.*, str. 5.

³¹⁹ Holzmüller, *op. cit.*, str. 17.

obezbeđuje veću transparentnost, aktuelnost i konzistentnost dobijenih ocena solventnosti osiguravača u toku vremena.

- *Jasnoća definicije zahtevanog kapitala i ciljeva modela:* U slučaju statičkih modela, nije moguće uspostaviti direktnu kvantitativnu vezu između zahtevane margine solventnosti, kao čisto obračunske kategorije, i nivoa sigurnosti sa kojim ona obezbeđuje ispunjenje obaveza prema osiguranicima, niti precizirati dužinu vremenskog perioda na koji se ona odnosi. Stoga, jedini kriterijum za proveru valjanosti tih modela predstavljaju rezultati sporadičnih empirijskih studija o njihovim performansama u prošlosti.³²⁰ Primenom konkretne mere rizika, dinamički pristupi eksplicitno vezuju zahtevani iznos kapitala za unapred definisanu verovatnoću propasti i vremenski horizont, odnosno za odgovarajuća scenarija nepovoljnog razvoja budućih događaja. Time se eliminiše arbitrarnost faktora rizika, i samog kapitalnog zahteva, čije značenje postaje jasno, a ispunjenost intuitivno razumljivih i očiglednih ciljeva dinamičkih modela, može biti neposredno proverena.³²¹

- *Uvažavanje efekata međusobne (ne)zavisnosti rizika:* Usled svoje ograničenosti na samo jednu kategoriju rizika, model fiksnog koeficijenta ne odražava efekte interakcije rizika. Stepen u kome se navedeni nedostatak otklanja u modelu adekvatnosti kapitala je diskutabilan, jer se međusobna zavisnost rizičnih kategorija ne meri, već grubo aproksimira, tj. *a priori* izjednačava sa nulom ili sa perfektnom pozitivnom korelisanošću. Pod pretpostavkom raspoloživosti potrebnih podataka, dinamički pristupi omogućuju modeliranje međusobnih zavisnosti različitih linija poslovanja, imovinskih oblika i kategorija rizika, čak i kada one nisu linearne, obezbeđujući podsticaje za osiguravače da u što većoj meri vrše diverzifikaciju i izbegavaju koncentraciju unutar svojih investicionih i osiguravajućih portfelja.

- *Uvažavanje efekata tehnika ublažavanja (transfera) rizika:* Kako bi bilo svrsishodno, merenje rizika pri utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija treba da uvaži efekte drugih tehnika upravljanja rizicima, pored njihove diverzifikacije. Najvažniju među njima, u domenu rizika osiguranja, svakako predstavlja reosiguranje. Dok statički pristupi na vrlo neprecizan način uvažavaju efekte reosiguranja (ali ne i drugih tehnika transfera rizika, poput upotrebe finansijskih derivata), dinamički pristupi pružaju mogućnost njihovog eksplicitnog modeliranja pri izračunavanju zahtevanog iznosa kapitala. Time se osiguravači

³²⁰ Šire videti u: Müller *et al.*, *op. cit.*, str. 17-25.; Cummins *et al.* (1995), *op. cit.*, str. 20-27.; Pottier, Sommer, *op. cit.*, str. 107-114.

³²¹ EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 229.

stimulišu da unapređuju sopstvene sisteme i procedure upravljanja rizicima, čime se, u krajnoj liniji, smanjuje njihova izloženost riziku nesolventnosti.

- *Troškovi primene modela, mogućnosti standardizacije i uporedivosti rezultata:* Zahtevi za podacima u okviru statičkih pristupa za evaluaciju solventnosti su minimalni (u slučaju modela fiksnog koeficijenta), odnosno umereni (u slučaju modela adekvatnosti kapitala). Sama metodologija obračuna zahtevane margine solventnosti je visoko formalizovana i relativno jednostavna, čineći statičke modele praktično primenljivim, troškovno efikasnim i široko zastupljenim. Sa druge strane, zajedničke karakteristike dinamičkih modela, kojima se ograničava njihova upotrebnost sa aspekta nadzora nad solventnošću, su relativno visoki zahtevi u pogledu podataka, softverske podrške i stručnosti ljudskog faktora, pa samim tim, i značajna materijalna ulaganja (naročito u prvim godinama njihove primene), visoki stepen subjektivnog rasuđivanja (u pogledu polaznih pretpostavki, aproksimacija kojima se nadomešćuju nedostajući podaci i interpretacije dobijenih rezultata), naglašena kompleksnost, otežana uporedivost i proverljivost validnosti rezultata modela. Posledično, sa teorijskog aspekta percipirane očigledne prednosti dinamičkih modela često ne mogu biti u potpunosti realizovane, usled praktičnih problema u pogledu njihove implementacije.

U nastojanju da, u najvećoj mogućoj meri, iskoriste prednosti i ublaže nedostatke statičkih i dinamičkih pristupa, savremeni modeli za utvrđivanje margine solventnosti osiguravajućih kompanija predstavljaju hibridne forme, koje istovremeno kombinuju karakteristike faktorskih, probabilističkih i pristupa zasnovanih na scenariju razvoja događaja. Najaktuelniji primer takvog, kombinovanog pristupa je predstojeći koncept Solventnost II u Evropskoj uniji, koji će biti predmet detaljnog razmatranja u četvrtom delu rada.

3. AKTUARSKI RIZICI DOVOLJNOSTI PREMIJE I REZERVI ZA ŠTETE U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU

3.1. DEFINISANJE AKTUARSKOG RIZIKA DOVOLJNOSTI PREMIJE OSIGURANJA

Rizik dovoljnosti premije se odnosi na moguću nedovoljnost premija osiguranja za pokriće budućih šteta i troškova, koji će nastati tokom i nakon vremenskog perioda za koji se vrši ocena solventnosti kompanije. Alternativno, rizik dovoljnosti premije se, u relevantnoj literaturi iz oblasti aktuarstva, označava terminima rizik adekvatnosti premije,³²² rizik potcenjenosti premije, ili jednostavno - rizik premije (engl. *premium risk*). Ovaj rizik se realizuje ukoliko su isplate šteta tokom datog perioda, rezervisane štete na kraju tog perioda, i sa njima povezani troškovi, veći od njihovih očekivanih vrednosti. U širem smislu, rizik premije se vezuje za one ugovore o osiguranju koji će biti zaključeni, ili obnovljeni tokom posmatranog perioda, kao i za neistekle rizike po već zaključenim ugovorima.

Kao što je prethodno obrazloženo, prihodi osiguravača, u formi premija, prethode rashodima, čiju osnovnu komponentu čine naknade šteta. Visina fiksne premije osiguranja u sadašnjosti se zasniva na oceni šteta koje će nastati u budućnosti, a koja, čak i ako je statistički tačna, ne mora biti adekvatna u slučaju promene okolnosti u odnosu na prethodno iskustvo i polazne pretpostavke. Moguća potcenjenost premije osiguranja posebno dolazi do izražaja u linijama poslovanja koje se odlikuju visokim varijabilitetom šteta, kod relativno novih kompanija sa naglim rastom portfelja, pri inflatornim uslovima i pri silaznoj putanji ciklusa osiguranja. Preciznije, faktori kojima se narušava ravnoteža između naplaćenih premija, sa jedne, i nastalih šteta i troškova, sa druge strane, mogu delovati na nivou pojedinačne kompanije ili sektora osiguranja, shodno čemu se razlikuju nesistematski i sistematski rizik premije osiguranja. U prvom slučaju, uzročnici rizika premije se mogu nalaziti na strani premije osiguranja, koja je isuviše niska, odnosno na strani šteta i troškova poslovanja, koji su isuviše visoki.³²³ Stoga je, u okviru nesistematskog

³²² Iako se pod rizikom premije osiguranja prvenstveno podrazumeva njena moguća nedovoljnost za pokriće odnosnih šteta i troškova, terminološki posmatrano, premija je neadekvatna i ako je isuviše visoka, a ne samo isuviše niska. Precenjena premija osiguranja, dugoročno posmatrano, vodi ka odlivu osiguranika, smanjenju tržišnog učešća i pogoršanju finansijskog položaja osiguravača. Ipak, regulativom solventnosti se definiše donja, ali ne i gornja granica zahtevanog kapitala za pokriće rizika, zbog čega se, u date svrhe, rizik adekvatnosti premije osiguranja tretira gotovo isključivo kao problem njene potcenjenosti.

³²³ Babbel, Santomero, *op. cit.*, str. 11.

rizika premije osiguranja, moguće izdvojiti dve komponente: rizik greške (kojim su suštinski obuhvaćeni rizik modela i rizik parametara) i rizik procesa (ili slučajnih odstupanja). Rizik greške se realizuje ukoliko su očekivane vrednosti budućih šteta, kao osnov formiranja premije osiguranja, zasnovane na neadekvatnim pretpostavkama u pogledu raspodele verovatnoća šteta, ili su jednostavno pogrešno ocenjene. Ovaj rizik, koji može biti izazvan objektivnim faktorima (poput nedovoljnog prethodnog iskustva u obavljanju određene vrste osiguranja), ili faktorima koji su subjektivne prirode³²⁴ (kao što su greške pri izboru uzorka ili grupisanju rizika), može samo delimično biti diverzifikovan.

Rizik procesa proizilazi iz stohastičkih fluktuacija frekvencije i/ili intenziteta budućih šteta u odnosu na njihove očekivane vrednosti. Relativni značaj ove komponente rizika premije, u konkretnom portfelju osiguranja, zavisi od broja osiguranih rizika i njihovih međusobnih odnosa, raspodele verovatnoća osiguranih šteta i visine maksimalne moguće štete. Kao poseban aspekt rizika premije javlja se rizik troškova, tj. mogućnost prekoračenja režijskog dodatka, kao dela bruto premije namenjenog pokriću troškova poslovanja osiguravača, ali i mogućnost većih nego očekivanih troškova likvidacije šteta (na primer, po osnovu nepredviđenih sudskih troškova). Nedostajuća sredstva za pokriće visokih operativnih troškova nadomešćuju se nenamenskim trošenjem tehničke premije, čime se direktno ugrožava interes osiguranika da budu obeštećeni i, dugoročno posmatrano, podriva finansijski kapacitet sektora osiguranja. Izloženost riziku slučajnih odstupanja je moguće kontrolisati objedinjavanjem velikog broja homogenih i međusobno nezavisnih osiguranih rizika, adekvatnim reosiguravajućim pokrićem i upravljanjem troškovima poslovanja. Na osnovu kvantifikovanja ovog rizika, određuje se solventnosti kapitalni zahtev za pokriće rizika premije osiguranja.³²⁵

Sistematski rizik premije osiguranja se odnosi na nepredvidive promene ponašanja eksternih rizičnih faktora u odnosu na polazne aktuarske pretpostavke, koje dovode do povećanja intenziteta i/ili frekvencije šteta, ili menjaju prethodni obrazac njihovog razvoja. Na primer, adekvatnost premija po važećim ugovorima neživotnih osiguranja može biti ugrožena inflatornim rastom koji nije anticipiran u trenutku određivanja premijske stope. Pošto karakteriše celokupno tržište osiguranja (ili njegov određeni segment), ali često i

³²⁴ Rakonjac - Antić, T., Kočović, J., Rajić, V. (2011). „Upravljanje aktuarskim rizicima pri formiranju tarifa u osiguranju“. *XXXVIII Simpozijum o operacionim istraživanjima*, Zbornik radova, Vuleta, J., Backović, M., Popović, Z. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 794.

³²⁵ Važno je naglasiti da je, u slučaju namernog, svesnog potcenjivanja premije, ili odobravanja neopravdano visokih posredničkih provizija (na primer, radi povećanja tržišnog učešća kompanije), reč o riziku menadžmenta koji se, u svrhe evaluacije solventnosti, svrstava u kategoriju ne-tehničkih, operativnih rizika.

ukupnu nacionalnu ekonomiju, ovaj deo rizika premije ne može biti diverzifikovan na nivou pojedinačne osiguravajuće kompanije.³²⁶ Stoga se od aktuaru očekuje da kontinuirano prati dinamiku fizičnih faktora koji utiču na adekvatnost premije osiguranja, i blagovremeno reaguju prilagođavajući ocenu rizika i, na taj način, aktivno upravljajući njima.³²⁷

3.1.1. Struktura bruto premije u neživotnom osiguranju

Premija osiguranja, kao cena usluge koju osiguravač pruža osiguraniku, treba da obezbedi isplatu naknada osiguranih šteta koje nastanu u toku perioda osiguranja, formiranje adekvatnog nivoa rezervi, pokriće troškova sprovođenja osiguranja, kao i određeni nivo profita za osiguravača. Iznos premije koji se naplaćuje od osiguranika predstavlja tzv. ukupnu, ili bruto premiju (tj. komercijalnu, tarifnu premiju). U strukturi bruto premije, adekvatno njihovoj nameni, mogu se izdvojiti sledeće komponente: riziko premija, dodatak za sigurnost, dodatak za preventivu, režijski dodatak i dodatak za profit.

Riziko premija je srazmerna riziku u određenom vremenskom periodu (poslovnoj godini), i služi za pokriće svih isplata šteta koje nastanu u tom periodu.³²⁸ Visina riziko premije je zasnovana na statističkim podacima o realizacijama osiguranih slučajeva za posmatranu homogenu grupaciju rizika u prethodnom višegodišnjem periodu. U kontekstu modela kolektivnog rizika, riziko premija odgovara očekivanoj vrednosti ukupnog iznosa šteta u datoj vrsti osiguranja:

$$RP_t = E(S_t), \quad (3.1)$$

gde su:

RP_t - riziko premija u obračunskom periodu t ,

S_t - ukupan (agregatni) iznos šteta u obračunskom periodu t .

Time se određuje “fer tržišna premija”, pri kojoj osiguravajući portfelj, u proseku, ne donosi ni dobitak ni gubitak,³²⁹ usled čega se prikazani princip kalkulacije premije označava principom čiste premije (alternativno, principom neto premije ili principom

³²⁶ Jovović, M. (2012). „Primena pokazatelja profitabilnosti u svrhe merenja rizika dovoljnosti premije osiguranja“. *Ekonomska politika i razvoj*, Jovanović Gavrilović, B., Rakonjac Antić, T., Stojanović, Ž. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 240.

³²⁷ Rakonjac-Antić *et al.*, *op. cit.*, str. 794.

³²⁸ Kočović *et al.* (2010), *op. cit.*, str. 99.

³²⁹ Mikosh, *op. cit.*, str. 84.

ekvivalencije³³⁰). U praksi su, međutim, moguća pozitivna (i negativna) odstupanja faktičke u odnosu na očekivanu realizaciju rizika. Stoga premijska stopa c , pored same rizične stope, uključuje i koeficijent sigurnosti $\eta > 0$. Drugim rečima, tehnička premija, koja je namenjena izravnanju rizika, u neživotnom osiguranju, pored riziko premije, uključuje i dodatak za sigurnost (stabilizacioni dodatak). U skladu sa tzv. principom očekivane vrednosti, tehnička premija TP_t je jednaka:

$$TP_t = (1 + \eta)E(S_t), \quad (3.2)$$

gde su:

TP_t - tehnička premija u obračunskom periodu t ,

$\eta > 0$ - koeficijent sigurnosti,

S_t - ukupan iznos šteta u obračunskom periodu t .

U skladu sa principom očekivane vrednosti, dodatak za sigurnost Λ_t je upravo srazmeran očekivanoj vrednosti ukupnog iznosa šteta, tj. $\Lambda_t = \eta E(S_t)$. Navedeni princip kalkulacije premije svojstven je osiguranju života, dok je njegova primena u praksi neživotnih osiguranja znatno ređa, usled objektivno veće heterogenosti portfelja i samim tim, manje pouzdanih rezultata pri uprosečavanju iznosa šteta.³³¹ Princip očekivane vrednosti može ishodovati istom premijskom stopom za dve promenljive čije su očekivane vrednosti jednake, bez obzira na mogućnost značajnih odstupanja u pogledu varijabiliteta njihovih raspodela. Stoga se uvode drugi principi kalkulacije premije, kojima se uvažava disperzija ukupnog iznosa šteta. Najčešće korišćeni princip kalkulacije premije u oblasti neživotnih osiguranja je tzv. princip standardne devijacije. Prema ovom principu, tehnička premija je jednaka:

$$TP_t = E(S_t) + \alpha \sqrt{\text{Var}(S_t)}, \quad \alpha > 0, \quad (3.3)$$

tj. dodatak za sigurnost je upravo srazmeran standardnoj devijaciji ukupnog iznosa šteta: $\Lambda_t = \alpha \sqrt{\text{Var}(S_t)}$. Teorijsku potporu principa standardne devijacije obezbeđuje centralna granična teorema, pošto važi:

$$P\left(\frac{S_t - E(S_t)}{\sqrt{\text{Var}(S_t)}} \leq \alpha\right) \rightarrow \Phi(\alpha), \quad t \rightarrow \infty, \quad (3.4)$$

³³⁰ Olivieri, Pitacco, *op. cit.*, str. 59.

³³¹ Bühlmann, *op. cit.*, str. 87.

gde $\Phi(\alpha)$ označava funkciju raspodele slučajne promenljive sa normiranom normalnom raspodelom $\mathcal{N}(0,1)$.³³² Dati princip zadovoljava zahtev za kretanjem tehničke premije proporcionalno promenama u ponašanju šteta, tj. za svaki $a \geq 0$, premija za aS_t iznosi aTP_t .³³³ Dalje, dodatak za sigurnost može biti upravo srazmeran varijansi ukupnog iznosa šteta, tj. $\Lambda_t = \beta \text{Var}(S_t)$, u skladu sa tzv. principom varijanse, za koji je tehnička premija jednaka:

$$TP_t = E(S_t) + \beta \text{Var}(S_t), \beta > 0. \quad (3.5)$$

Iako ne zadovoljava pomenuti zahtev proporcionalnosti, princip varijanse je, sa teorijskog aspekta, koristan zbog svojstva aditivnosti. Naime, za dva agregatna iznosa šteta S_t^A i S_t^B , koji su međusobno nezavisni, tehnička premija za $S_t^A + S_t^B$, koja je utvrđena prema ovom principu, jednaka je zbiru odnosnih pojedinačnih premija $TP_t^A + TP_t^B$. U slučaju rizika koji su negativno korelisani, principi varijanse i standardne devijacije su subaditivni, čime je onemogućeno neopravdano poboljšanje položaja osiguranika (u vidu manje ukupne premije) po osnovu podele jednog rizika na manje delove.³³⁴ Moguće je dokazati da je princip standardne devijacije asimptotski ekvivalentan principu čiste premije, zbog čega rezultuje manjom premijskom stopom u poređenju sa principima očekivane vrednosti i varijanse, koji se asimptotski isto ponašaju.³³⁵ Za određivanje dodatka za sigurnost i tehničke premije, pored navedenih, mogu biti korišćeni i drugi principi kalkulacije premije, poput modifikovanog principa varijanse, eksponencijalnog principa, ili, na primer, principa nulte korisnosti, koji zahteva poznavanje viših momenata raspodele ukupnog iznosa šteta S_t .³³⁶

Funkcionalna (neto) premija, pored tehničke premije, može sadržati i dodatak za preventivu, koji se izdvaja u odgovarajućem procentu od bruto premije (videti grafikon 3.1). Dodatak za preventivu formira tzv. fond preventive, čija je svrha finansiranje mera

³³² Dokaz videti u: Mikosh, *op. cit.*, str. 82.

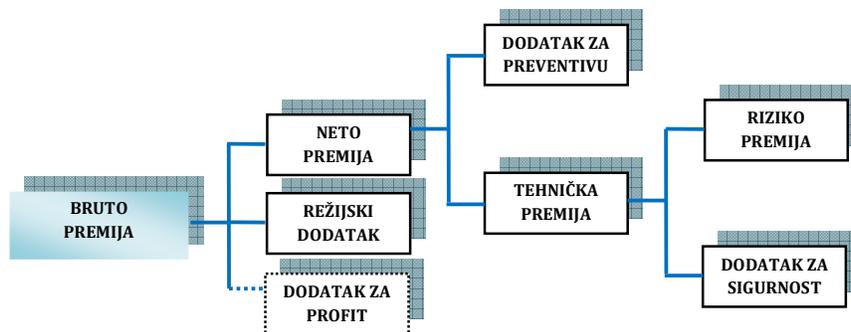
³³³ Dickson, *op. cit.*, str. 42.

³³⁴ Imajući u vidu razmatranja različitih mera rizika u prethodnom delu rada, interesantno je istaći da, i sama premija osiguranja, kao cena preuzimanja rizika, može biti posmatrana kao svojevrсна mera rizika, za koju teorija definiše skup poželjnih karakteristika (šire videti u: Dickson, *op. cit.*, str. 38-39.; Kaas *et al.*, *op. cit.*, str. 120-121. i Rolski *et al.*, *op. cit.*, str. 80). Pri tome, među svim principima kalkulacije premije koji se susreću u literaturi iz oblasti aktuarstva, jedino princip čiste premije poseduje svako od datih svojstava. Ipak, u prethodnom delu rada je dokazano da jednakost premije osiguranja i očekivane vrednosti agregatnog iznosa šteta implicira skoro sigurnu propast osiguravajuće kompanije u beskonačnom vremenskom horizontu, i time argumentovano opovrgnuta opravdanost takvog principa.

³³⁵ Mikosh, *op. cit.*, str. 85.

³³⁶ Šire videti u: Bühlmann, *op. cit.*, str. 86-87.

kojima se otklanjaju uzroci štetnih događaja i/ili ublažava njihovo dejstvo. Razlika između bruto i neto premije je režijski dodatak, koji je namenjen pokriću troškova sprovođenja osiguranja (operativnih ili troškova poslovanja). Datom kategorijom obuhvaćeni su akvizicioni (troškovi pribavljanja novih ugovora o osiguranju), inkaso (troškovi naplate premije) i administrativni troškovi (plate zaposlenih, troškovi poreza, reklame i propagande, kancelarijskog materijala, komunalnih usluga i sl).



Grafikon 3.1. *Struktura bruto premije u neživotnom osiguranju*

Izvor: Pripremljeno prema Kočović, J. (2010) „Upravljanje aktuarskim rizicima u osiguravajućoj kompaniji“. *Problemi poslovanja osiguravajućih kompanija u uslovima krize*, redaktor: Kočović, J., Hanić, H., Beograd: Udruženje aktuaru Srbije, Institut za osiguranje i aktuarstvo, str. 11-24.

Konačno, bruto premija može implicitno, ili eksplicitno, uključiti i odgovarajući normativ koji služi za ostvarenje planiranog profita osiguravača. U prvom slučaju, kalkulacija premije je konzervativna, sa očekivanjem da će stvarno iskustvo biti povoljnije od ukalkulisanog, što bi rezultovalo odgovarajućim profitom u poslovima osiguranja.³³⁷ Ukoliko se primenjuje eksplicitni pristup, dodatak za profit se javlja kao sastavni element bruto tarifne stope, čija primena u odnosu na osiguranu sumu daje iznos bruto premije osiguranja. Osiguravač može u potpunosti izostaviti dodatak za profit iz strukture bruto premije, nastojeći da, zahvaljujući investicionom prinosu, ukupno poslovanje učini profitabilnim. Ipak, imajući u vidu ročnost obaveza i, samim tim, investicija osiguravača, takav tretman investicionog prinosa pri formiranju premije osiguranja može biti pre odlika životnih, nego neživotnih osiguranja, u kojima je taj prinos znatno niži.³³⁸ Pored navedenih elemenata, stvarna cena konkretne usluge osiguranja može biti uslovljena i drugim faktorima, koji uzrokuju njeno odstupanje od aktuarski zasnovane bruto premije (poput pritiska tržišne konkurencije) i koji nisu predmet datog rada.

³³⁷ Brown *et al.*, *op. cit.*, str. 69.

³³⁸ Федорова, *op. cit.*, str. 192.

3.1.2. Racio šteta i racio troškova kao instrumenti merenja rizika premije osiguranja

Pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja se zasnivaju na vrednostima tri varijable: zarađenim premijama, nastalim osiguranim štetama i troškovima poslovanja osiguravača. Od ukupnog iznosa fakturisanih premija tokom jednog obračunskog perioda, samo jedan deo služi za pokriće šteta i doprinosi poslovnom rezultatu datog perioda, dok se ostatak iskazuje u vidu rezervi za prenosne premije, kao sastavnog elementa tehničkih rezervi osiguravača. Pri tome je, za još uvek važeće polise koje su izdate tokom prethodnog perioda, deo odnosne fakturisane premije koji doprinosi profitu tekućeg perioda već izdvojen u vidu rezervi za prenosne premije prethodnog perioda. Samim tim, zarađena (merodavna) premija u posmatranom periodu t , u oznaci \tilde{P}_t , je jednaka:

$$\tilde{P}_t = P_t + RPP_{t-1} - RPP_t, \quad (3.6)$$

gde su:

- P_t - fakturisana premija osiguranja u obračunskom periodu t ,
- RPP_{t-1} - rezerve za prenosne premije na početku obračunskog perioda t ,
- RPP_t - rezerve za prenosne premije na kraju obračunskog perioda t .

Sa druge strane, od ukupnog iznosa šteta rešenih tokom obračunskog perioda, jedan deo se odnosi na štete koje su nastale u prethodnim godinama, i čija je ocena već sadržana u rezervama za štete prethodnog perioda. Istovremeno, osiguravač ima obavezu nadoknade šteta za koje se zna, ili pretpostavlja da su nastale tokom tekućeg perioda, ali nisu rešene do kraja tog perioda, već je njihova ocena iskazana u rezervama za štete na kraju perioda. Dalje, tokom istog obračunskog perioda, poslovne rashode osiguravača uvećavaju rashodi izviđaja, procene, likvidacije i isplate naknada šteta i umanjuju prihodi po osnovu regresa. Stoga su nastale osigurane (merodavne) štete (\tilde{S}_t), kao mera obaveza osiguravača u posmatranom periodu t , jednake:

$$\tilde{S}_t = S_t + R_t + S_t^{likv.} - R_{t-1} - RE_t, \quad (3.7)$$

gde su:

- S_t - iznos plaćenih šteta tokom obračunskog perioda t ,
- R_t - rezerve za štete na kraju obračunskog perioda t ,
- $S_t^{likv.}$ - rashodi likvidacije šteta tokom obračunskog perioda t ,
- R_{t-1} - rezerve za štete na početku obračunskog perioda t ,
- RE_t - prihodi od regresa tokom obračunskog perioda t .

Racio šteta (engl. *loss ratio*) s_t predstavlja odnos nastalih osiguranih šteta \tilde{S}_t i zarađene premije \tilde{P}_t u obračunskom periodu (godini) t :

$$s_t = \frac{S_t + R_t + S_t^{likv.} - R_{t-1} - RE_t}{P_t + RPP_{t-1} - RPP_t} = \frac{\tilde{S}_t}{\tilde{P}_t}. \quad (3.8)$$

Ukoliko je vrednost racija šteta manja od 1 (ili 100%), troškovi šteta u posmatranom periodu su u celosti pokriveni zarađenim premijama. Dati pokazatelj se može smatrati najjednostavnijom merom adekvatnosti premije u oblasti neživotnih osiguranja.³³⁹

Racio troškova (engl. *expense ratio*) pokazuje deo zarađene premije koji mora biti iskorišćen za pokriće troškova poslovanja osiguravača. Vrednost racija troškova e_t u godini t se određuje u vidu količnika troškova poslovanja E_t i zarađene premije \tilde{P}_t :

$$e_t = \frac{E_t}{P_t + RPP_{t-1} - RPP_t} = \frac{E_t}{\tilde{P}_t}. \quad (3.9)$$

Zbir racija šteta i racija troškova predstavlja tzv. kombinovani racio (engl. *combined ratio*) cr_t , kao sumarnu meru profitabilnosti osiguravača po osnovu poslova osiguranja:

$$cr_t = \frac{\tilde{S}_t + E_t}{\tilde{P}_t} = s_t + e_t. \quad (3.10)$$

Pri vrednosti kombinovanog racija manjoj od 1 (ili 100%), osiguravajuća kompanija ostvaruje profit u poslovima osiguranja. Međutim, pošto kombinovani racio ne uvažava prinosa od investiranja, ukupno poslovanje kompanije može biti profitabilno čak i kada je njegova vrednost iznad 1 (ili 100%).³⁴⁰

3.1.2.1. Campagne-ov model za neživotna osiguranja

Prikazani pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja se javljaju u ulozi instrumenata merenja rizika premije osiguranja u okviru statičkih pristupa evaluacije solventnosti kompanija za neživotno osiguranje. Kvantitativni model u kome su oni inicijalno primenjeni u date svrhe je poslužio kao osnov za uspostavljanje aktuelnog regulatornog režima solventnosti neživotnih osiguravača u zemljama Evropske unije, koji je obrazložen

³³⁹ Doff, R.R. (2006). *Risk Management for Insurance Firms - A Framework for Fair Value and Economic Capital*. London: Risk Books, str. 33.

³⁴⁰ Korigovanjem kombinovanog racija za iznos racija investiranja (tj. procentualnog učešća investicionog prinosa u zarađenoj premiji) dobija se operativni racio, kao mera profitabilnosti ukupnog poslovanja osiguravača. Ukoliko je vrednost datog racija manja od 1 (ili 100%), osiguravač ostvaruje profit na nivou celokupnog poslovanja.

u prethodnom delu rada. Naime, naučni temelji evropskog modela fiksnog koeficijenta postavljeni su od strane *Campagne*-a još polovinom XX veka. U okviru datog pristupa, za neživotne osiguravače, kao jedinice posmatranja, formulisane su sledeće istraživačke varijable: racio šteta (u vidu odnosa rešenih šteta i naplaćene premije osiguranja) i racio troškova (kao odnos troškova poslovanja i naplaćene premije osiguranja), pri čemu su sve veličine iskazane na neto osnovi, tj. sa efektima reosiguranja. Polazna pretpostavka pristupa je da je racio troškova konstanta, dok racio šteta predstavlja neprekidnu slučajnu promenljivu. Na bazi raspoloživih opservacija dveju varijabli, potrebno je odrediti prosečnu vrednost racija troškova i vrednost pod rizikom za raspodelu racija šteta, pri unapred definisanom nivou poverenja. Zahtevana margina solventnosti definiše se procentualno u odnosu na neto naplaćene premije, kao višak zbira utvrđene vrednosti pod rizikom racija šteta i prosečne vrednosti racija troškova svih osiguravača u odnosu na 100%.

Racio šteta i racio troškova za i -tu kompaniju i k -ti period (gde su $i=1,\dots,n$ i $k=1,\dots,m$), u oznaci s_i^k i e_i^k , mogu biti predstavljeni u obliku:

$$s_i^k = \frac{S_i^k}{P_i^k} \quad (3.11)$$

$$e_i^k = \frac{E_i^k}{P_i^k} \quad (3.12)$$

respektivno, dok je prosečni racio troškova za celokupan sektor (\bar{e}), u posmatranom periodu jednak:

$$\bar{e} = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m e_i^k, \quad (3.13)$$

gde su:

P_i^k - fakturisana premija u samoprizržaju za i -tu osiguravajuću kompaniju i k -ti period,

S_i^k - iznos rešenih šteta u samoprizržaju za i -tu osiguravajuću kompaniju i k -ti period,

E_i^k - troškovi poslovanja i -te osiguravajuće kompanije u k -tom periodu.

Pristup pretpostavlja da racio šteta sledi beta raspodelu, koja je, u opštem slučaju, definisana funkcijom gustine:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}, & \text{za } 0 < x < 1, \\ 0, & \text{za ostale vrednosti } x \end{cases} \quad (3.14)$$

gde su α i β parametri, a $B(\alpha, \beta) = \int_0^1 u^{\alpha-1} (1-u)^{\beta-1} du$ je beta funkcija. Dalje, pristup pretpostavlja da je verovatnoća da zbir šteta i prosečne vrednosti troškova bude veći od neto premije, uvećane za zahtevanu marginu solventnosti, veoma niska. Tačnije, verovatnoća propasti je definisana na nivou 1/10.000 za trogodišnji vremenski period, odnosno, približno 3/10.000 (ili 0,03%) za period od jedne godine, tj. važi:

$$P(s + \bar{e} > 1 + ms) = 0,0003, \quad (3.15)$$

gde su:

- s - ratio šteta, kao procentualno učešće rešenih šteta u neto premiji osiguranja,
- \bar{e} - ratio troškova, kao procentualno učešće troškova poslovanja u neto premiji,
- ms - premijski indeks, kao procentualno učešće zahtevane margine solventnosti u neto premiji osiguranja.

Posledično, zahtevana margina solventnosti ms se, formalno, definiše na način:

$$ms = (VaR_{0,9997}(s) + \bar{e}) - 1, \quad (3.16)$$

gde je vrednost pod rizikom $VaR_{0,9997}(s)$ najmanja vrednost racija šteta za koju važi: $P(s > VaR_{0,9997}(s)) = 0,0003$. Za ocenjivanje parametara beta raspodele pristup koristi metodu momenata, koja se sastoji u izjednačavanju momenata obeležja sa odgovarajućim momentima uzorka, uz formiranje onoliko jednačina koliko ima nepoznatih parametara. U opštem slučaju, srednja vrednost (μ) i varijansa (σ^2) date raspodele zadovoljavaju relacije:

$$\mu = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \text{ i } \sigma^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)}. \quad (3.17)$$

Njihovim izjednačavanjem sa izračunatom sredinom (\bar{X}_n) i disperzijom (\bar{S}_n^2) uzorka veličine n i uvođenjem veličine

$$z = \frac{1 - \bar{X}_n}{\bar{X}_n}, \quad (3.18)$$

ocene parametara beta raspodele mogu biti dobijene na osnovu obrazaca:

$$\hat{\alpha} = \frac{z - \bar{S}_n^2 (1+z)^2}{\bar{S}_n^2 (1+z)^3} \text{ i } \hat{\beta} = z\hat{\alpha}. \quad (3.19)$$

Campagne-ov model je najpre primenjen na podacima neživotnih osiguravača iz osam evropskih zemalja, koji su se odnosili na vremenski period 1952-1957. godine, kako bi bilo ocenjeno minimalno potrebno procentualno učešće margine solventnosti u prihodima od

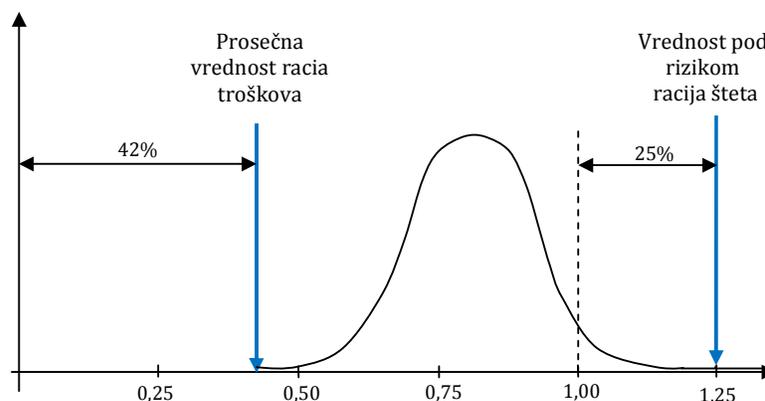
premije, kojim se verovatnoća propasti zadržava ispod dozvoljenog limita. Za svaku od zemalja pojedinačno, određena je prosečna vrednost racija troškova i vrednost pod rizikom raspodele verovatnoća racija šteta, na nivou poverenja 0,9997 (videti tabelu 3.1).

Tabela 3.1. Rezultati primene modela *Campagne-a* za izabrane evropske zemlje u periodu 1952-1957. godine (u %)

Zemlja Obračun	Danska	Francuska	Holandija	Italija	Nemačka	Švajcarska	Švedska	Velika Britanija
Premija	100	100	100	100	100	100	100	100
Prosečan racio troškova	35	38	53	44	35	42	32	41
Preostali iznos za isplatu šteta	65	62	47	56	65	58	68	59
VaR_{0,9997} racija šteta	74	97	78	83	68	83	90	72
Premijski indeks	9	35	31	27	3	25	22	13

Izvor: Campagne, C. (1961). „Minimum standards of solvency for insurance firms“. *Report to the OEEC, TP/AS(61)1*. Paris: OEEC, Insurance Sub-Committee, str. 59.

Na bazi izračunatih vrednosti datih veličina, predložena je jedinstvena vrednost premijskog indeksa od 25% neto naplaćene premije, koju je potrebno uvećati za 2,5% premije prenete u reosiguranje, kako bi bio uvažen kreditni rizik po tom osnovu (videti grafikon 3.2). Navedeni rezultat implicira da osiguravajuća kompanija mora izdvojiti dodatnih 25% sredstava u odnosu na neto premiju osiguranja tokom jednogodišnjeg vremenskog perioda kako bi, sa verovatnoćom od 99,97%, bila sposobna da izmiri ugovorne obaveze prema osiguranicima.



Grafikon 3.2. Grafički prikaz rezultata primene *Campagne-ovog* modela

Izvor: Sandström, A. (2006). *Solvency: Models, Assessment and Regulation*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, str. 17.

Ipak, prvobitno predložena vrednost premijskog indeksa je ocenjena kao isuviše visoka u većini zemalja članica tadašnje Evropske ekonomske zajednice, zbog čega je, nakon

pregovora između organa nadzora i predstavnika delatnosti osiguranja, kao kompromisno rešenje usvojena i do danas zadržana arbitrarna vrednost ovog indeksa od svega 18%, odnosno 16%, u jedinstvenom modelu fiksnog koeficijenta.³⁴¹

3.1.2.1.1. Ograničenja Campagne-ovog modela za neživotna osiguranja

Uprkos jednostavnosti primene i interpretacije dobijenih rezultata, *Campagne*-ov model je neretko osporavan u relevantnoj literaturi iz oblasti aktuarstva. Njime se ukupna margina solventnosti određuje isključivo u odnosu na pojedine rizike osiguranja (tj. rizik premije i, delimično, rizik reosiguranja), čime je zanemaren čitav spektar drugih aktuarskih, finansijskih i operativnih rizika kojima je izloženo poslovanje osiguravača. Definicija racija šteta u modelu je nepotpuna, jer ne uzima u obzir promenu rezervi za štete, kao ni regrese i troškove likvidacije šteta, niti uvažava koncept zarađene premije osiguranja (što važi i za racio troškova). Implicitna pretpostavka modela, prema kojoj su sva racija šteta međusobno nezavisna i sa istom raspodelom verovatnoća, može važiti za pojedinačne kompanije, ali ne i za celokupno tržište osiguranja. Adekvatnije bi bilo pretpostaviti da su racija šteta različitih kompanija međusobno nezavisna, ali sa različitim raspodelama verovatnoće za svaku od njih. U protivnom, što je veći broj kompanija obuhvaćen uzorkom, povećavaju se varijacije u vrednosti racija šteta između njih, i samim tim, i vrednost izračunate zahtevane margine solventnosti.³⁴² Zasnivanjem parametara koji figurišu u kalkulaciji margine solventnosti na prosečnoj vrednosti racija troškova za celokupno tržište osiguranja „kažnjavaju“ se one kompanije koje su troškovno efikasne relativno višim kapitalnim zahtevima u odnosu na realne, pod ostalim nepromenjenim uslovima, i obrnuto.³⁴³ Vrednost premijskog indeksa je jedinstvena ne samo za sve osiguravajuće kompanije, već i za sve vrste neživotnih osiguranja, što nije logično, imajući u vidu njihovu različitu podložnost riziku dovoljnosti premije osiguranja.

Rezultati empirijskih istraživanja ukazuju na značajna odstupanja prvobitno ocenjenih vrednosti parametara obračuna margine solventnosti (i iz njih proizašlih regulatornih zahteva), od onih vrednosti koje bi realno odgovarale pojedinim tržištima osiguranja. Na osnovu podataka iz perioda 1976-1978. godine, *de Wit* i *Kastelijjn* (1980) su pokušali da inoviraju vrednost premijskog indeksa za tržište neživotnog osiguranja Holandije. Za

³⁴¹ Šire videti u: EEC (1973), *op. cit.*, čl. 16.; EC (2002), *op. cit.*, čl. 1.

³⁴² Ramlau-Hansen, H. (1982). „An application of the credibility theory to solvency margins: some comments on a paper by G.W. De Wit and W.M. Kastelijjn“. *ASTIN Bulletin*, 13(1), str. 38.

³⁴³ Dreassi, Miani, *op. cit.*, str. 52.

razliku od izvornog modela *Campagne*-a, kalkulacija racija troškova i racija šteta zasnovana je na zarađenim premijama i nastalim osiguranim štetama, pri čemu su sve veličine iskazane na bruto osnovi. Sprovedena analiza je rezultovala dvostruko većim premijskim indeksom (60%) u odnosu na inicijalno ocenjenu vrednost za dato tržište (31%), pri istoj verovatnoći propasti. Zbog ograničenog domena definisanosti beta raspodele (između 0 i 1), autori su ukazali na mogućnost korišćenja *Weibull*-ove raspodele pri modeliranju racija šteta, u situacijama kada njegove vrednosti prevazilaze 100%. Aproksimacijom istog skupa podataka log-normalnom, kao relativno više udesno asimetričnom raspodelom, *Ramlau-Hansen* (1982) je, na osnovama teorije kredibiliteta, utvrdio još veći iznos zahtevane margine solventnosti u odnosu na zarađenu premiju osiguranja. Ipak, upozoreno je na opasnost signifikantnog uticaja ekstremnih vrednosti racija individualnih kompanija na konačne rezultate ocenjivanja, usled čega one treba da budu isključene iz analize. Takođe, naglašena je potreba za sveobuhvatnijim pristupom utvrđivanju solventnosti, kojim bi bili obuhvaćeni faktori poput strukture i veličine portfelja, reosiguravajućeg pokrića, ali i makroekonomski faktori (kao što su, na primer, kamatna i stopa inflacije). Slično, *Pentikäinen et al.* (1982) su, na primeru finskog tržišta osiguranja, utvrdili da bi vrednost premijskog indeksa trebala da iznosi najmanje 30%, dok bi za rizičnije portfelje, a naročito u prisustvu uticaja tržišnih ciklusa i rizika investiranja, ona trebala biti i veća, u rasponu od 50% do 100%, u zavisnosti od faze ciklusa tržišta osiguranja.

Analogno istraživanje na primeru švedskog tržišta neživotnog osiguranja realizovao je *Sandström* (2006), koristeći podatke iz vremenskog perioda 1996-2003. godine. Njime je potvrđen zaključak o potcenjenosti propisanog premijskog indeksa u odnosu na dobijenu ocenjenu vrednost (u visini od čak 101% za individualne kompanije i 71% za osiguravajuće grupe) za dato tržište. *Dreassi i Miani* (2008) su, na bazi podataka koji se odnose na period 2001-2006. godine, pokušali da identifikuju gep između stvarne i prvobitno ocenjene vrednosti premijskog indeksa na tržištu osiguranja Italije. Za verovatnoću propasti od 0,03% utvrđeno je da margina solventnosti neživotnih osiguravača treba da bude najmanje jednaka njihovoj neto zarađenoj premiji osiguranja (pri premijskom indeksu od 101,4%). Na tržištu neživotnog osiguranja Srbije, uporedivo istraživanje je sprovedeno na bazi podataka iz vremenskog perioda 2005-2011. godine. Njime je dokazana nedovoljnost propisane vrednosti premijskog indeksa za domaće tržište osiguranja.³⁴⁴ Ipak, iz istraživanja je izostala kvantifikacija efekata te potcenjenosti na visinu zahtevane margine solventnosti i

³⁴⁴ Jovović (2012), *op. cit.*, str. 252.

njenog odnosa sa garantnom rezervom osiguravača koja će, na bazi ažuriranih podataka, biti sprovedena u datom radu.

Nalazi navedenih studija opovrgavaju hipotezu o stabilnosti parametara faktorskog pristupa određivanju margine solventnosti u toku vremena.³⁴⁵ Iako je obrazloženi model prvobitno kreiran sa namenom instrumenta ranog upozorenja na probleme nesolventnosti osiguravača na jedinstvenom evropskom tržištu osiguranja, u izmenjenim okolnostima poslovanja, njegova efektivnost i svrsishodnost su ozbiljno ugrožene, a validnost njegovih pretpostavki dovedena u pitanje. Stoga, njegova primena može biti opravdana isključivo u domenu merenja rizika premije osiguranja, kao samo jednog od više rizika koji određuju ukupan potrebni kapital za obezbeđenje solventnosti osiguravača, uz neophodne prethodne modifikacije u cilju poboljšanja modela. Konačno, ne treba zapostaviti činjenicu da je verodostojnost pokazatelja profitabilnosti, u ulozi instrumenata vrednovanja rizika pri utvrđivanju solventnosti, primarno uslovljena adekvatnošću vrednosti veličina na osnovu kojih se ti pokazatelji izračunavaju. Stoga se javlja potreba za preciznijim pristupom merenju rizika premije, koji bi, umesto na statičkim, retrospektivnim pokazateljima, bio zasnovan na raspodelama verovatnoća stvarnog broja i iznosa šteta osiguravača.³⁴⁶

3.1.3. Raspodele šteta kao instrument merenja rizika premije osiguranja

Raspoloživi podaci o realizovanim štetama u neživotnom osiguranju mogu biti korišćeni kao osnov za opisivanje raspodele verovatnoća šteta, primenom empirijske, analitičke ili metode zasnovane na momentima raspodele.³⁴⁷ Empirijska metoda podrazumeva direktno izvođenje raspodele šteta u diskretnoj, neparametarskoj formi, na osnovu obimnog skupa iskustvenih podataka. Data metoda isključuje mogućnost da se u budućnosti realizuju ekstremni ishodi promenljive koji nisu zabeleženi u prošlosti,³⁴⁸ a njena implicitna pretpostavka, prema kojoj je raspodela verovatnoća stabilna u toku

³⁴⁵ Povećanje kombinovanog racija u toku vremena se objašnjava prvenstveno porastom racija šteta, usled nepovoljnog delovanja ciklusa osiguranja i intenzivirane tržišne konkurencije na premije, odnosno usled efekata učestalih katastrofalnih događaja i procesa konsolidacije na štete osiguravača. Međutim, treba imati u vidu činjenicu da takvom trendu svakako doprinosi i sama metodologija obrazloženog pristupa, pri rastućoj heterogenosti uzorka sa povećanjem njegovog obima.

³⁴⁶ Jovović (2012), *op. cit.*, str. 254.

³⁴⁷ Burnecki, K., Misiorek, A., Weron, R. (2005). „Loss Distributions“. *Statistical Tools for Finance and Insurance*. Čížek, P., Härdle, W., Weron, E. (eds.), Berlin: Springer-Verlag, Ch. 13, str. 289.

³⁴⁸ Dos Reis, A.E., Gaspar, R.M., Vicente, A.T. (2009). „Solvency II – An important case in Applied VaR“. *The VaR Modeling Handbook: Practical Applications in Alternative Investments, Banking, Insurance and Portfolio Management*. Gregoriou, G.N. (ed.), New York: McGraw-Hill, Ch. 12, str. 275.

vremena, nije uvek ispunjena.³⁴⁹ U praktičnim situacijama, primena empirijske raspodele je otežana nedostajućim podacima (naročito u domenu repa raspodele), ili nedovoljnom dužinom vremenskog perioda na koji se ti podaci odnose.

Analitičkom metodom se usvaja odgovarajući teorijski model raspodele koja se, u najboljoj mogućoj meri, prilagođava datom skupu podataka, uz prihvatanje pretpostavki kojima se pojednostavljuje realno ponašanje posmatrane slučajne varijable, ali i omogućuje njegova kvantitativna analiza. Umesto za izvođenje celokupne raspodele, raspoloživi podaci se koriste samo za ocenjivanje fiksnog i konačnog broja parametara njenog izabranog tipa. Pouzdanost rezultata analitičke metode je opredeljena adekvatnošću primenjenog teorijskog modela raspodele i metode ocenjivanja njenih parametara. Iako teorijska raspodela predstavlja samo aproksimaciju stvarnih podataka, njene poznate karakteristike omogućuju uopštavanje rezultata analize, čime se objašnjava popularnost date metode u oblasti aktuarstva. Konačno, aproksimiranje raspodele agregatnog iznosa relativno velikog broja šteta ne iziskuje eksplicitno određivanje tipa raspodele individualnih iznosa šteta, već samo odgovarajućih momenata te raspodele, kada je dovoljna primena metode zasnovane na momentima.³⁵⁰

Volatilnost, kao jedan od parametara vrednovanja rizika koje neživotni osiguravači preuzimaju u sopstveno pokriće, u odnosu na koji se određuje zahtevani iznos kapitala za na ime rizika premije, proizilazi iz dva moguća izvora. U trenutku zaključenja ugovora o osiguranju, nepoznat je kako broj šteta koje će nastati u toku trajanja osiguravajućeg pokrića, tako i novčani iznos svake od njih, ukoliko one zaista nastanu.³⁵¹ Drugim rečima, iznos šteta na nivou portfelja osiguranja determinisan je učestalošću i intenzitetom pojedinačnih šteta. Samim tim, probabilistički model kojim se reprezentuje ukupni (agregatni) iznos šteta objedinjuje dve komponente: raspodelu broja šteta i raspodelu iznosa pojedinačnih šteta. U nastavku rada će biti izloženi najznačajniji teorijski modeli datih raspodela koji se koriste u oblasti neživotnih osiguranja.³⁵²

³⁴⁹ Krause, A. (2003). „Exploring the limitations of value-at-risk: How good is it in practice?“. *Journal of Risk Finance*, 4(2), str. 21.

³⁵⁰ Daykin *et al.* (1994), *op. cit.*, str. 71.

³⁵¹ Dickson, *op. cit.*, str. 52.

³⁵² Za razliku od prethodnog dela rada, u kome su broj i ukupan iznos šteta posmatrani kao slučajni procesi sa neprekidnim parametrom t ($\{N_t\}_{t \geq 0}$ i $\{S_t\}_{t \geq 0}$, respektivno), iste veličine će nadalje, u cilju konkretizacije istraživanja, biti posmatrane za fiksiranu vrednost t , tj. kao slučajne promenljive N_t i S_t . Pri tome je uobičajena notacija kojom se izostavlja argument vremena, shodno čemu je $N = N_t$ i $S = S_t$, za neko t .

3.1.3.1. Raspodele broja šteta

Polazište modeliranja agregatnog iznosa šteta je izbor odgovarajuće teorijske raspodele broja (frekvencije) šteta N , kao diskretne, nenegativne slučajne promenljive. Najjednostavniji tip raspodele koji može biti korišćen u date svrhe je *Bernoulli* raspodela, u oznaci $\mathcal{B}er(p)$, sa zakonom raspodele:

$$P(N = n) = p^n (1 - p)^{1-n}, \quad n \in \{0,1\}, \quad (3.20)$$

gde je parametar $0 < p < 1$ verovatnoća realizacije štetnog događaja, koja se ocenjuje na osnovu prosečne frekvencije šteta. Dakle, slučajna promenljiva N može uzeti vrednost 1 (ako se štetni događaj desi) sa verovatnoćom p , ili vrednost 0 (ako se događaj ne desi), sa verovatnoćom $(1 - p)$. U neživotnom osiguranju, data raspodela je prikladna za modeliranje broja šteta samo u ograničenom broju linija poslovanja (ili pod neuobičajeno restriktivnim uslovima osiguranja), gde po svakoj pojedinačnoj polisi može nastati samo jedan osigurani slučaj u toku trajanja osiguravajućeg pokrivača. Realističnija situacija podrazumeva mogućnost nastanka više od jednog osiguranog slučaja u toku trajanja odnosnog ugovora o neživotnom osiguranju. Pod pretpostavkom njihove međusobne nezavisnosti, i ukoliko je poznat maksimalan broj šteta po polisi n_{\max} , od kojih svaka ima istu verovatnoću nastanka $0 < p < 1$, tada promenljiva N sledi binomnu raspodelu $\mathcal{B}in(n_{\max}, p)$:

$$P(N = n) = \binom{n_{\max}}{n} p^n (1 - p)^{n_{\max} - n}, \quad n = 0, 1, \dots, n_{\max}. \quad (3.21)$$

Izbor parametra n_{\max} počiva na karakteristikama (uslovima) konkretnog ugovora o osiguranju, dok se parametar p ocenjuje, analogno prethodnom teorijskom modelu raspodele, na osnovu prosečne frekvencije šteta.³⁵³ Zbog ograničenog domena definisanosti, binomna raspodela je pogodna za modeliranje slučajnih promenljivih za koje nije moguće, ili nije logično, pretpostaviti da, sa pozitivnom verovatnoćom, uzmu vrednost iznad određenog nivoa (poput broja lica povređenih u saobraćajnoj nezgodi, odnosno, broja šteta na jednom automobilu u toku godine).³⁵⁴ Takođe, kako za datu raspodelu važi: $E(N) = n_{\max} p$ i $Var(N) = n_{\max} p(1 - p)$, može se zaključiti ona odgovara situacijama u kojima

³⁵³ Na osnovu očekivane vrednosti slučajne promenljive sa binomnom raspodelom: $E(N) = n_{\max} p$, sledi da količnik \bar{n} / n_{\max} , gde je \bar{n} prosečna frekvencija šteta, predstavlja ocenu parametra p .

³⁵⁴ Klugman *et al.*, *op. cit.*, str. 79.

je uzoračka varijansa manja od uzoračke srednje vrednosti. Ukoliko je n_{\max} dovoljno veliko, a p dovoljno malo, binomna raspodela može biti aproksimirana *Poisson*-ovom, sa parametrom $\lambda = n_{\max} p$,³⁵⁵ u oznaci $\mathcal{P}oi(\lambda)$:

$$P(N = n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (3.22)$$

Prvobitno definisan u svrhe modeliranja retkih događaja, *Poisson*-ov zakon raspodele se, u poređenju sa binomnim, obično preciznije prilagođava podacima u neživotnom osiguranju.³⁵⁶ Pored činjenice da njegova primena ne iziskuje prethodno određivanje maksimalnog broja šteta po polisi osiguranja i zahteva ocenu samo jednog parametra, *Poisson*-ov model raspodele se odlikuje važnom analitičkom prednošću. Naime, suma nezavisnih slučajnih promenljivih sa *Poisson*-ovom raspodelom je, takođe, slučajna promenljiva koja sledi *Poisson*-ovu raspodelu, čiji je parametar jednak sumi parametara pojedinačnih promenljivih.³⁵⁷ Međutim, kako, po definiciji, za slučajnu promenljivu $N \sim \mathcal{P}oi(\lambda)$ važi: $E(N) = Var(N) = \lambda$, *Poisson*-ova raspodela nije adekvatna u situaciji u kojoj varijansa date promenljive prevazilazi njenu očekivanu vrednost. Kao očekivani broj šteta po polisi osiguranja, parametar λ može biti ocenjen na osnovu prosečne frekvencije šteta. Ipak, implicitna pretpostavka takvog ocenjivanja je da su sve polise posmatranog portfelja homogene u pogledu frekvencije šteta. U praksi, frekvencija šteta po svakoj od polisa može biti manja ili veća od izračunate prosečne vrednosti. Stoga je pouzdaniji pristup prema kome je veličina λ slučajne prirode i sledi, na primer, gama raspodelu sa parametrima $\left(\rho, \frac{\rho}{1-p}\right)$. Moguće je pokazati da, u tom slučaju, promenljiva broj šteta N sledi negativnu binomnu raspodelu $\mathcal{NB}in(\rho, p)$:

$$P(N = n) = \frac{\Gamma(\rho + n)}{n! \Gamma(\rho)} p^\rho (1-p)^n, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (3.23)$$

³⁵⁵ Dokaz videti u: Petrović, Lj. (2003). *Teorija verovatnoća*. Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 42.

³⁵⁶ Olivieri, Pitacco, *op. cit.*, str. 421.

³⁵⁷ Slično, suma međusobno nezavisnih slučajnih promenljivih od kojih svaka ima složenu *Poisson*-ovu raspodelu je, takođe, slučajna promenljiva koja sledi složenu *Poisson*-ovu raspodelu. Navedeno svojstvo je od posebnog značaja pri formulisanoj probablističkog modela za agregatni iznos šteta kombinacije više portfelja, ili jednog portfelja posmatranog tokom više perioda, pri čemu su ukupni iznosi šteta za svaki od portfelja (perioda) međusobno nezavisni. Važi i obrnuto, tj. dekomponovanjem složenog *Poisson*-ovog procesa između međusobno disjunktih intervala vremena (ili intervala intenziteta šteta) dobijaju se agregatni iznosi šteta koji su međusobno nezavisni i sa složenom *Poisson*-ovom raspodelom.

gde je $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} z^{\alpha-1} e^{-z} dz$ gama funkcija, a $\rho > 0$ i $0 < p < 1$ su parametri negativne binomne raspodele. Uprkos izostanku obrazložene analitičke prednosti *Poisson*-ove raspodele, negativna binomna raspodela je relevantna pri naglašenoj disperziji promenljive broj šteta, dopuštajući da važi relacija $Var(N) > E(N)$, kao i pri izraženom (desnom) repu njene empirijske raspodele, kada su u portfelju zastupljene polise sa većim brojem šteta godišnje.³⁵⁸

3.1.3.2. Raspodele iznosa šteta

U svrhe modeliranja promenljive iznosa (intenziteta) šteta X , u modelu kolektivnog rizika se koriste apsolutno neprekidne raspodele verovatnoća.³⁵⁹ Iako je skup mogućih vrednosti date promenljive realno ograničen, uobičajeni domen definisanosti korišćenih raspodela je $(0, +\infty]$. Pri tome se uvek pretpostavlja da je očekivana vrednost iznosa šteta konačna, dok disperzija može da bude beskonačna.³⁶⁰ Najčešći primeri raspodela kojima se opisuju podaci o iznosima šteta u neživotnom osiguranju odnose se na gama, eksponencijalnu, log-normalnu, *Weibull*-ovu, *Pareto*, *Burr*-ovu i log-gama raspodelu.

Ukoliko slučajna promenljiva X sledi gama raspodelu, u oznaci $X \sim \mathcal{G}am(\alpha, \beta)$, njena funkcija gustine može biti predstavljena u obliku:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (3.24)$$

gde je $\Gamma(\alpha)$ prethodno definisana gama funkcija (prema 3.14), a $\alpha, \beta > 0$ su parametri gama raspodele. Značaj gama raspodele u kontekstu modeliranja šteta u osiguranju, proizilazi iz poželjnih matematičkih svojstava, koje ova raspodela poseduje.³⁶¹ Iako se, sama po sebi, retko koristi za opisivanje šteta, gama raspodela je prikladna za kreiranje drugih tipova raspodela, koje mogu biti korišćene u date svrhe. Eksponencijalna raspodela predstavlja specijalan slučaj gama raspodele za koju je parametar $\alpha = 1$, u oznaci

³⁵⁸ Preciznije, geometrijska raspodela, kao specijalan slučaj negativne binomne raspodele za $\rho = 1$, predstavlja prirodnu granicu između raspodela diskretnih slučajnih promenljivih sa teškim i lakim repom. Za $\rho > 1$, rep negativne binomne raspodele opada sporije od repa geometrijske raspodele, kada se ova raspodela svrstava u kategoriju raspodela sa teškim repom, i obrnuto.

³⁵⁹ U modelu individualnog rizika, sa druge strane, iznos šteta se posmatra kao mešovita slučajna promenljiva, jer je logično da, po većini polisa u portfelju, ne dođe do realizacije osiguranog slučaja, tj. da realizovana vrednost date slučajne promenljive bude jednaka nuli.

³⁶⁰ Mladenović, P. (2014). *Elementi aktuarske matematike*. Beograd: Matematički fakultet, str. 39.

³⁶¹ Šire videti u: Burnecki *et al.*, *op. cit.*, str. 304.

$X \sim \mathcal{E}xp(\lambda)$. Funkcija gustine eksponencijalne raspodele, sa parametrom $\lambda > 0$, data je u obliku:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (3.25)$$

dok je odgovarajući oblik funkcije raspodele:

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0. \quad (3.26)$$

na osnovu čega sledi:

$$\bar{F}(x) = 1 - F(x) = P(X > x) = e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0. \quad (3.27)$$

Dakle, desni rep eksponencijalne raspodele opada po eksponencijalnoj stopi, zbog čega je ona tipičan predstavnik raspodela sa lakim repom. Sa teorijskog aspekta posmatrano, takva raspodela je pogodna za modeliranje promenljive iznosa šteta, usled postojanja njene funkcije generatrisa momenata u okolini nule. Raspodele sa lakim repom, koje se alternativno nazivaju „raspodelama malih šteta“,³⁶² imaju relativno široku primenu u domenu osiguranja motornih vozila. Ipak, u značajnom broju vrsta neživotnih osiguranja moguće su krupne i katastrofalne štete (na primer, u osiguranju imovine od požara i drugih opasnosti), kojima odgovaraju raspodele sa teškim repom, za koje funkcija generatrisa momenata nije definisana u okolini nule. U okviru date kategorije raspodela, najveći značaj u osiguranju imaju tzv. subeksponencijalne raspodele koje se, matematički, definišu na osnovu relacije:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{P(S_n > x)}{P(M_n > x)} = 1, \quad n \geq 2, \quad (3.28)$$

gde je $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ i $M_n = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ za niz nezavisnih slučajnih promenljivih X_1, X_2, \dots sa zajedničkom funkcijom raspodele F_X .³⁶³ Dakle, ponašanje repa raspodele je identično za parcijalnu sumu i parcijalni maksimum. Intuitivno tumačeći, najveći deo kumulativnog iznosa šteta determinisan je najvećom od njih.³⁶⁴ Za razliku od raspodela sa

³⁶² Mikosh, *op. cit.*, str. 100.

³⁶³ Pored navedene definicije, u relevantnoj literaturi se susreću i drugi, arbitrarni načini razlikovanja raspodela sa lakim i raspodela sa teškim repom. Tako, na primer, polazeći od eksponencijalne raspodele, kao svojevrsnog benčmarka, Mikosh (2004) označava proizvoljnu raspodelu $F(x)$ raspodelom sa teškim repom, ukoliko za svako $\lambda > 0$ važi: $\liminf_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(x)}{e^{-\lambda x}} > 0$, gde je $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$ desni rep date raspodele. Dakle, rep subeksponencijalne raspodele opada sporije od bilo kog eksponencijalnog repa.

³⁶⁴ Rolški *et al.*, *op. cit.*, str. 8.

lakim repom, koje dopuštaju primenu standardnih statističkih tehnika ocenjivanja, modeliranje iznosa šteta raspodelama sa teškim repom se zasniva na postulatima tzv. teorije ekstremnih vredosti.

Određene klase raspodela sa teškim repom mogu biti izvedene eksponencijalnom transformacijom promenljivih koje imaju neku od uobičajenih raspodela sa lakim repom. Takav je slučaj sa log-normalnom raspodelom slučajne promenljive $X = e^Y$, gde Y ima normalnu raspodelu $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. U opštem slučaju, funkcija gustine log-normalne raspodele $\mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$ definisana je u obliku:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x > 0, \quad (3.29)$$

sa parametrima $\mu \in \mathbb{R}$ i $\sigma^2 > 0$, dok za funkciju raspodele važi:

$$F(x) = \Phi\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right), \quad x > 0, \quad (3.30)$$

gde $\Phi(\cdot)$ označava funkciju raspodele promenljive sa standardnom normalnom raspodelom $\mathcal{N}(0,1)$. Posebna pogodnost log-normalne raspodele se odnosi na mogućnost njene transformacije u normalnu raspodelu, jednostavnim logaritmovanjem podataka. Slično, uopštavanjem eksponencijalne raspodele, dolazi se do *Weibull*-ove raspodele sa parametrima $\lambda > 0$ i $\tau > 0$, u oznaci $\mathcal{Wei}(\lambda, \tau)$, za koju je desni rep dat u obliku:

$$\bar{F}(x) = 1 - F(x) = \begin{cases} e^{-\lambda x^\tau}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (3.31)$$

Pri vrednosti parametra $\tau = 1$, *Weibull*-ova raspodela se izjednačava sa eksponencijalnom raspodelom. Rep *Weibull*-ove raspodele lakši je od eksponencijalnog repa ukoliko je $\tau > 1$, odnosno teži ukoliko je $\tau < 1$, kada se ova raspodela svrstava u kategoriju subeksponencijalnih raspodela. Naredni važan primer subeksponencijalnih raspodela u neživotnom osiguranju odnosi se na *Pareto* raspodelu, sa parametrima $\alpha > 0$ i $\theta > 0$, u oznaci $\mathcal{Par}(\alpha, \theta)$, i repom koji je oblika:

$$\bar{F}(x) = \begin{cases} \left(\frac{\theta}{\theta + x}\right)^\alpha, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (3.32)$$

Za razliku od log-normalne i *Weibull*-ove raspodele, koje se označavaju raspedelama sa „umereno“ teškim repom,³⁶⁵ *Pareto* raspodela se koristi prvenstveno pri modeliranju izuzetno velikih šteta. Kako u slučaju date raspodele važi: $E(X^k) = \infty$ za $k > \alpha$, pri niskim vrednostima parametra α njena varijansa, ili čak i očekivana vrednost, nisu konačne veličine, što je česta situacija u reosiguranju. Zbog monotono opadajućeg repa, *Pareto* raspodela, kao ni eksponencijalna, nije adekvatna u mnogim praktičnim situacijama.³⁶⁶ U cilju prevazilaženja navedenih nedostataka, moguća je primena fleksibilnije *Burr*-ove raspodele, uvođenjem dodatnog parametra $\tau > 0$. Ako slučajna promenljiva Y ima *Pareto* raspodelu, promenljiva $X = Y^{1/\tau}$ ima *Burr*-ovu raspodelu, čiji je rep jednak:

$$\bar{F}(x) = \begin{cases} \left(\frac{\theta}{\theta + x^\tau} \right)^\alpha, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (3.33)$$

Log-gama raspodela, koja se dobija eksponencijalnom transformacijom slučajne promenljive sa standardnom gama raspedelom, predstavlja jednu od raspodela sa „najtežim“ repom koje se koriste za modeliranje podataka o štetama u neživotnom osiguranju.³⁶⁷ Raspodela promenljive $X = e^Y$, gde $Y \sim \mathcal{G}am(\alpha, \beta)$, je log-gama raspodela, u oznaci $X \sim \mathcal{L}G am(\alpha, \beta)$, sa funkcijom gustine koja je data u obliku:

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{-(\beta+1)} (\ln x)^{\alpha-1}, \quad x > 1, \quad (3.34)$$

gde je $\Gamma(\alpha)$ prethodno definisana gama funkcija, a $\alpha, \beta > 0$ su parametri raspodele. Za $\alpha = 1$, log-gama raspodela se izjednačava sa *Pareto* raspedelom. Data raspodela je posebno korisna kada je neophodno sprovesti eksponencijalnu ili logaritamsku transformaciju varijabli čije su vrednosti veoma male ili veoma velike.³⁶⁸ Ipak, njena primena u praksi može biti otežana nepostojanjem varijanse i očekivane vrednosti, u zavisnosti od vrednosti parametara.

Na osnovu raspodela broja i iznosa individualnih šteta, izvodi se složena raspodela agregatnog iznosa svih šteta na nivou datog portfelja, tokom posmatranog vremenskog perioda (videti grafikon 3.3). Ukoliko je, na primer, raspodela broja šteta *Poisson*-ova,

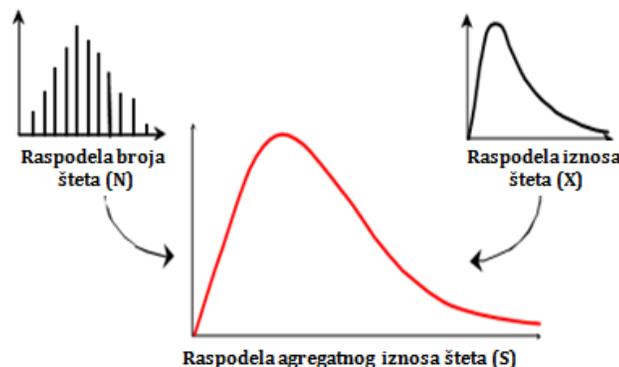
³⁶⁵ Mikosh, *op. cit.*, str. 111.

³⁶⁶ Burnecki *et al.*, *op. cit.*, str. 300.

³⁶⁷ Mikosh, *op. cit.*, str. 100.

³⁶⁸ Consul, P.C., Jain, G.C. (1971). „On the log-gamma distribution and its properties“. *Statistische Hefte*, 12(2), str. 100.

raspodela ukupnog iznosa šteta je složena *Poisson*-ova raspodela. Slično, za (negativnu) binomnu raspodelu broja šteta, raspodela ukupnog iznosa šteta je složena (negativna) binomna raspodela, itd. U opštem slučaju, ako N označava broj šteta u toku posmatranog perioda, a X_i iznos i -te štete, agregatni iznos šteta S predstavlja sumu individualnih iznosa šteta: $S = \sum_{i=1}^N X_i$, gde za $N = 0$ važi $S = 0$.



Grafikon 3.3. Raspodela agregatnog iznosa šteta kao kombinacija raspodela broja i iznosa šteta

Izvor: Navarrete, E. (2006). „Practical Calculation of Expected and Unexpected Losses in Operational Risk by Simulation Methods“. *Banca & Finanzas: Documentos de Trabajo*, 1(1), str. 3.

Prema fundamentalnim pretpostavkama modela kolektivnog rizika, iznosi šteta X_1, X_2, \dots su jednako raspodeljene, međusobno nezavisne slučajne promenljive, koje su takođe nezavisne od broja šteta N . Pri izvođenju funkcije raspodele ukupnog iznosa šteta $F_S(x) = P(S \leq x)$, polazi se od činjenice da se događaj $\{S \leq x\}$ realizuje ako se realizuje n šteta, $n = 0, 1, 2, \dots$, čiji zbir nije veći od x . Na osnovu formule potpune verovatnoće ispunjena je relacija:

$$F_S(x) = P(S \leq x) = \sum_{n=0}^{\infty} P(S \leq x | N = n) P(N = n). \quad (3.35)$$

Kako važi:

$$P(S \leq x | N = n) = P\left(\sum_{i=1}^n X_i \leq x\right) = F_X^{*n}(x), \quad (3.36)$$

gde $F_X^{*n}(x)$ označava n -tu konvoluciju funkcije raspodele iznosa individualnih šteta $F_X = P(X \leq x)$, pri čemu je, po konvenciji, $F^{*0}(x) = 1$ za $x \geq 0$, odnosno, $F^{*0}(x) = 0$ za $x < 0$, sledi da je:

$$F_S(x) = \sum_{n=0}^{\infty} F_X^{*n}(x)P(N=n), \quad x \geq 0. \quad (3.37)$$

Polazeći od osobina uslovnog matematičkog očekivanja i uslovne varijanse, prema kojima, za dve proizvoljne slučajne promenljive Y i Z važe relacije $E(Y) = E(E(Y|Z))$ i $Var(Y) = E(Var(Y|Z)) + Var(E(Y|Z))$, dobijaju se momenti raspodele ukupnog iznosa šteta S :

$$E(S) = E(X)E(N) \quad \text{i} \quad Var(S) = E(N)Var(X) + (E(X))^2 Var(N), \quad (3.38)$$

gde je $Var(X) = E(X^2) - (E(X))^2$. Dakle, očekivana vrednost agregatnog iznosa šteta jednaka je proizvodu očekivane vrednosti individualnog iznosa šteta i očekivanog broja šteta. Varijansa agregatnog iznosa šteta predstavlja sumu dve komponente, od kojih se prva odnosi na varijabilitet iznosa pojedinačnih šteta, a druga na varijabilitet broja šteta. Na sličan način definiše se i funkcija generatrisa momenata slučajne promenljive S (u oznaci $G_S(\cdot)$), na osnovu funkcija generatrisa momenata promenljivih broja i iznosa šteta ($G_N(\cdot)$ i $G_X(\cdot)$, respektivno), u obliku:

$$G_S(h) = G_N(\log G_X(h)). \quad (3.39)$$

Osnov za merenje rizika dovoljnosti premije predstavljaju deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta. Preciznije, zahtevani kapital za pokriće ovog rizika može biti određen primenom izabrane mere rizika u odnosu na datu raspodelu. U ove svrhe mogu biti korišćene kako mere statističke disperzije, tako i jednostrane mere rizika (poput vrednosti pod rizikom i uslovne vrednosti pod rizikom) pri izabranom nivou poverenja, o čemu će biti više reči u narednom delu rada.

3.1.4. Problemi utvrđivanja prenosne premije

Rizik premije osiguranja se odnosi na mogućnost nepovoljnijeg u odnosu na očekivani rezultat po osnovu poslova osiguranja koji će tek biti zaključeni i fakturisani u narednoj poslovnoj godini. Kao neposredno povezan sa datim rizikom javlja se rizik prenosne premije, kao mogućnost nepovoljnijeg u odnosu na očekivani rezultat po osnovu osiguravajućeg pokrića koje je već fakturisano, ali još uvek nije zarađeno. Prenosna (nezarađena) premija predstavlja deo fakturisane premije koji se mora preneti u narednu

³⁶⁹ Ukoliko se, pri utvrđivanju solventnosti osiguravača, želi ispitati verovatnoća da ukupan iznos šteta prevaziđe unapred definisanu graničnu vrednost x , očigledno je da važi: $P(S > x) = 1 - F_S(x)$.

³⁷⁰ Dokaz videti u: Dickson, *op. cit.*, str. 43.

godinu (obračunski period) adekvatno periodu trajanja važnosti ugovora o osiguranju. S obzirom da se ugovori o osiguranju zaključuju tokom cele godine, njihov istek ne mora da se poklopi sa danom završetka obračunskog perioda. Kako se naplata premije za određeni vremenski period vrši unapred, deo premije koji se odnosi na naredni obračunski period služi za pokriće rizika u tom periodu i izdvaja se u vidu rezerve za prenosne premije.³⁷¹ Rizik prenosne premije podrazumeva mogućnost da formirana rezerva za prenosne premije neće biti dovoljna za pokriće odnosnih šteta i sa njima povezanih troškova poslovanja osiguravača u predstojećem obračunskom periodu.

Razgraničenje ukupne premije na zarađenu i nezarađenu je značajno prvenstveno sa računovodstvenog aspekta, usled nastojanja da se otkloni uticaj prenosne premije (koja će biti prihodovana u narednom periodu) na iskazani rezultat poslovanja tekućeg perioda. Prenosna premija se izračunava prilikom sastavljanja periodičnih i godišnjeg obračuna kompanije, na način koji je definisan odgovarajućim pravilnikom, usvojenim na nivou kompanije, a u skladu sa odgovarajućom podzakonskom regulativom. Uobičajena osnovica za obračun prenosne premije je bruto fakturisana premija osiguranja. Ređe se prenosna premija obračunava na neto osnovi, direktnim korišćenjem fakturisane premije u samopridržaju. Međutim, takav pristup umanjuje transparentnost finansijskog izveštavanja, jer ne omogućuje zasebno iskazivanje prenosne premije primljenih saosiguranja (na strani pasive) i prenosne premije prenete u saosiguranje i reosiguranje (na strani aktive bilansa stanja). Takođe, pojedine jurisdikcije dozvoljavaju obračun prenosne premije na bazi bruto premije umanjene za plaćene akvizicione troškove (u punom iznosu ili definisanom procentu),³⁷² uvažavajući njihovu nepovratnost.³⁷³ Rizik prenosne premije je, u tom slučaju, utoliko više prisutan, jer izostaje implicitna margina solventnosti koja postoji pri korišćenju ukupne fakturisane premije kao osnove obračuna. U suprotnom, uključivanje unapred plaćenih akvizicionih troškova u sastav rezerve za prenosne premije implicira mogućnost

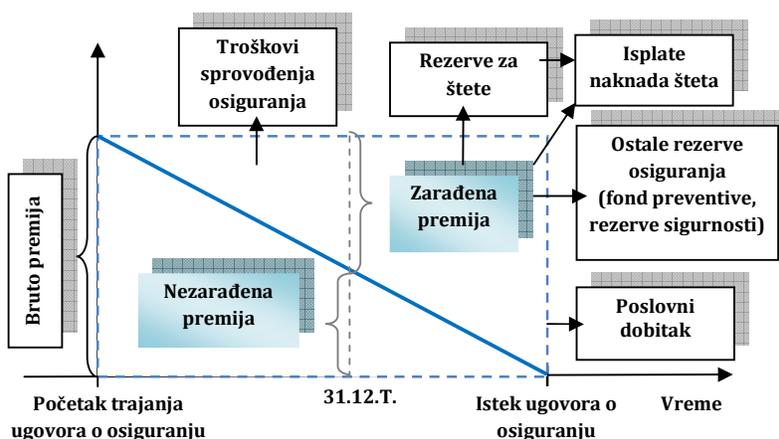
³⁷¹ Sa računovodstvenog aspekta posmatrano, iznosi koji su izdvojeni iz fakturisane premije tekućeg obračunskog perioda kako bi bili alocirani na naredne periode, predstavljaju rezervisanja, tj. obaveze u bilansu stanja osiguravača (a ne rezerve nastale iz profita), sve do trenutka njihovog prihodovanja u pripadajućem obračunskom periodu. Međutim, prema opšte prihvaćenoj terminološkoj konvenciji u oblasti osiguranja, za njihovo označavanje se uporedo koriste termini rezerve i rezervisanja za prenosne (nezarađene) premije (engl. *unearned premium reserve* ili *provisions for unearned premium*).

³⁷² Bellando, *op. cit.*, str. 59.

³⁷³ Na primer, mogućnost oduzimanja akvizicionih troškova od prenosne premije u neživotnom osiguranju predviđena je opšte prihvaćenim računovodstvenim principima (*Generally Accepted Accounting Principles - GAAP*) u SAD, i takođe može biti dopuštena od strane zemalja članica EU, u skladu sa EEC (1991). „Council directive of 19 December 1991 on the annual accounts and consolidated accounts of insurance undertakings“. *Official Journal of the European Communities*, 91/647/EEC, čl. 18.

izdvajanja ekvivalentnog iznosa na strani aktive, u vidu tzv. odloženih akvizicionih troškova (engl. *Deferred Acquisition Costs* – DAC).³⁷⁴

U zavisnosti od toga da li se obračun vrši po pojedinačnim polisama, ili po vrstama osiguranja, metode obračuna prenosne premije mogu biti individualne ili grupne. Prenosna premija se najčešće utvrđuje srazmerno vremenu trajanja osiguranja, individualnom metodom *pro rata temporis* (lat.). Kao što je poznato, u većini neživotnih osiguranja osigurani slučaj može nastati u bilo kom trenutku tokom perioda važenja ugovora o osiguranju. Stoga je logično smatrati da se, protekom vremena, verovatnoća nastanka osiguranog slučaja smanjuje u srazmeri sa odnosom preostalog i celokupnog perioda trajanja ugovora o osiguranju. U istoj proporciji se smanjuje i rezerva za prenosne premije, kao mera obaveza osiguravača po osnovu mogućih osiguranih slučajeva narednog obračunskog perioda.



Grafikon 3.4. Novčani tokovi pojedinačnog ugovora o neživotnom osiguranju

Izvor: Чернова, Г.В. (2010). *Страхование: экономика, организация, управление*. Том 1, Москва: Экономика, стр. 338.

Dakle, u osnovi *pro rata temporis* metode je pretpostavka prema kojoj fakturisane premije bivaju uniformno zarađene od strane osiguravajuće kompanije tokom trajanja osiguranja. Drugim rečima, u bilo kom trenutku, udeo zarađene u fakturiranoj premiji srazmeran je udelu proteklog u ukupnom periodu na koji se odnosi ugovor o osiguranju. Na kraju datog obračunskog perioda, prenosna premija po osnovu j -tog ugovora o osiguranju (PP_j) se određuje prema obrascu:

$$PP_j = P_j \cdot \frac{n_j - m_j}{n_j} = P_j \cdot \left(1 - \frac{m_j}{n_j} \right), \quad (3.40)$$

³⁷⁴ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 496.

gde su:

P_j - iznos fakturisane bruto premije po osnovu j -tog ugovora o osiguranju,

n_j - vreme trajanja j -tog ugovora o osiguranju, iskazano u danima,

m_j - broja dana od početka trajanja j -tog ugovora o osiguranju do dana bilansiranja.

U pojedinim vrstama neživotnih osiguranja prisutna je mogućnost promene visine osiguravajućeg pokrivača u toku trajanja ugovora o osiguranju (kao što je slučaj, na primer, sa osiguranjem objekata u izgradnji ili montaži, osiguranjem od odgovornosti izvođača građevinskih ili montažnih radova, i sl.), koju treba uvažiti prilikom obračuna prenosne premije. Ukoliko se može pretpostaviti da je visina osiguravajućeg pokrivača linearna funkcija vremena, prenosna premija po osnovu j -tog ugovora o osiguranju se određuje uzimajući u obzir visinu tog pokrivača na početku (O_j^P) i na kraju (O_j^K) trajanja osiguranja, primenom sledećeg obrasca:³⁷⁵

$$PP_j = P_j \cdot \frac{n_j - m_j}{n_j} \cdot \frac{2O_j^K n_j - (n_j - m_j) \cdot (O_j^P - O_j^K)}{O_j^K + O_j^P}. \quad (3.41)$$

Zahvaljujući primeni u odnosu na svaku pojedinačnu polis osiguranja, metoda *pro rata temporis* se smatra najpreciznijom metodom obračuna prenosne premije, ali istovremeno i veoma zahtevnom u pogledu potrebnih podataka i vremena u slučaju obimnih osiguravajućih portfelja.³⁷⁶ Pri tome, iako se formira po individualnim ugovorima, rezerva za prenosne premije se, u skladu sa principom solidarnosti, „troši“ na nivou svih ugovora date vrste osiguranja, za isplate ili za rezervisanje šteta po svakom nastalom osiguranom slučaju narednog obračunskog perioda.³⁷⁷

Grupne metode obračuna prenosne premije mogu biti proporcionalne i paušalne. Ukoliko nije realno pretpostaviti da je zaključivanje ugovora o osiguranju ravnomerno raspoređeno u toku cele godine, proporcionalne metode mogu biti korišćene za obračun prenosne premije u vrstama osiguranja koje karakteriše dovoljno veliki broj ugovora istog trajanja zaključenih u jednom kalendarskom periodu. Proporcionalne metode podrazumevaju raspodelu prihoda od premije prema odgovarajućem kalendarskom periodu u kome je on ostvaren, uz pretpostavku da se ostvaruje sredinom tog perioda. U zavisnosti

³⁷⁵ Odluka o bližim kriterijumima i načinu obračunavanja prenosnih premija. *Službeni glasnik RS*, br. 19/2005, tačka 6.

³⁷⁶ Pârţachi, I., Verejan, R.O., Bradu, L.M., Verejan, V. (2009). „The role of the unexpired risk reserves and outstanding loss reserves in general insurance business“. *Economia seria Management*, 12(2) special/2009, str. 62.

³⁷⁷ Чернова, *op. cit.*, str. 341.

od izabranog kalendarskog perioda (meseca ili kvartala), razlikuju se metode razlomka 1/24-tina i 1/8-ina. Njihova primena je zasnovana na podeli jedne godine na kraće intervale, od kojih je svaki jednak jednoj polovini izabranog kalendarskog perioda za datu metodu. Na primer, izabrani kalendarski period za metodu 1/24-tina je mesec dana, shodno čemu se godina deli na dvadeset četiri polovine meseca. Data metoda pretpostavlja da je zaključivanje ugovora ravnomerno raspoređeno tokom jednog meseca, uzimajući sredinu meseca kao uslovni datum zaključenja svih ugovora u njemu. Udeo ukupne prenosne u fakturiranoj premiji posmatrane grupe ugovora određuje se po obrascu analognom *pro rata temporis* metodi, ali se kao jedinica mere vremena, umesto jednog, koristi 15 dana (kod metode 1/24-tina), odnosno 45 dana (kod metode 1/8-ina). Na primer, prema metodi 1/24, ukupna prenosna premija u i -toj vrsti osiguranja (PP_i) se određuje na osnovu obrasca:

$$PP_i = \sum_M k^M \cdot P_i^M, \quad (3.42)$$

gde su:

- P_i^M - ukupna premija fakturirana u M -tom mesecu po svim ugovorima i -te vrste osiguranja koji traju nakon završetka obračunskog perioda,
- k^M - koeficijent za M -ti mesec, dobijen u vidu količnika broja polovina meseci trajanja datih ugovora koje se prenose u naredni obračunski period i broja 24.

Formalno zapisano, koeficijent k^M je jednak:

$$k^M = \frac{24 - m^M}{24} = 1 - \frac{m^M}{24}, \quad (3.43)$$

gde m^M predstavlja broj polovina meseci trajanja datih ugovora do isteka obračunskog perioda, računajući od sredine M -tog meseca. Tako, na primer, odgovarajući koeficijent za mesec januar (uzimajući da su svi ugovori u njemu zaključeni na dan 15.01.) iznosi 1/24, u slučaju godišnjeg obračuna prenosne premije. Ukoliko se prenosna premija obračunava kvartalno, odgovarajući koeficijenti za dane obračuna 31.03., 30.06. i 30.09. tekuće godine za mesec januar iznose 19/24, 13/24 i 7/24, respektivno. Proporcionalne metode odgovaraju prvenstveno vrstama osiguranja u kojima se koriste generalne polise, u kojima se vrednost osigurane stvari menja u toku trajanja osiguranja, kao i u kojima datum početka ili završetka trajanja ugovora nije unapred definisan (npr. u osiguranju robe u prevozu).³⁷⁸ Izbor konkretne proporcionalne metode uslovljen je specifičnom periodikom zaključenja

³⁷⁸ Федорова, *op. cit.*, str. 930.

ugovora u posmatranoj vrsti osiguranja, ali i drugim faktorima, poput vremenske dinamike finansijskog izveštavanja.

Konačno, manje realna grupna metoda utvrđivanja prenosne premije, koja se uglavnom smatra prevaziđenom, podrazumeva primenu unapred propisanih procenata izdvajanja fakturisane premije po pojedinim vrstama osiguranja. U praksi se najčešće primenjuje stopa prenosne premije u visini od 50%, kada se paušalna metoda alternativno označava metodom polugodišnjeg obračuna. Međutim, u slučaju vrsta osiguranja kod kojih osiguravač može biti upoznat sa nastupanjem osiguranog slučaja tek po isteku ugovora o osiguranju (poput osiguranja kredita, jemstva ili finansijskih gubitaka), prenosna premija može iznositi čak 100% odnosne fakturisane premije.³⁷⁹

3.1.4.1. Test adekvatnosti prenosne premije

Test adekvatnosti obaveza (engl. *Liability Adequacy Test* - LAT) u osiguranju je uspostavljen Međunarodnim standardom finansijskog izveštavanja (engl. *International Financial Reporting Standard*) IFRS 4.³⁸⁰ Svrha testa je provera dovoljnosti tehničkih rezervi, koje osiguravajuća kompanija poseduje u određenom vremenskom trenutku, u odnosu na tekuću projekciju budućih novčanih tokova po osnovu ugovora o osiguranju. Ukoliko test ukaže na neadekvatnost obaveza iz osiguranja, celokupni manjak treba da bude priznat u bilansu uspeha osiguravača, a vrednost datih obaveza u bilansu stanja povećana. Uvažavajući ključne komponente tehničkih rezervi u neživotnom osiguranju, predmet testa adekvatnosti mogu biti rezerve za prenosne premije i rezerve za štete.

Adekvatnost prenosne premije se testira kroz obračun tzv. rezerve za neistekle rizike (engl. *unexpired risk reserve*), kao sastavnog elementa tehničkih rezervi u široj grupaciji zemalja.³⁸¹ Ova rezerva, koja se alternativno označava rezervom za nedovoljnost premije (engl. *premium deficiency reserve*),³⁸² predstavlja višak iznad obračunate prenosne premije, koji je

³⁷⁹ Чернова, *op. cit.*, str. 344.

³⁸⁰ IASB (2004). *IFRS 4 Insurance Contracts*. London: International Accounting Standards Board (preuzeto 21.02.2014. sa: <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/bnstandards/en/2013/ifrs4.pdf>), čl. 15.

³⁸¹ Na primer, dosadašnja regulativa EU predviđa formiranje rezervi za neistekle rizike, kao komplementa rezervama za prenosne premije, po potencijalno neprofitabilnim ugovorima o osiguranju. Šire videti u: EEC (1991), *op. cit.*, čl. 26. Slično, iskazivanje rezervi za neistekle rizike je obavezujuće za osiguravače u SAD-u, kako prema regulatornom (*Statutory Accounting Principles* - SAP), tako i prema računovodstvu opšte namene (GAAP). Šire videti u: Blanchard, R.S. (2000). „Considerations in the Calculation of Premium Deficiency Reserves“. *CAS Forum Fall 2000*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 2-3.

³⁸² U anglosaksonskoj terminologiji, rezerva za prenosne premije i rezerva za neistekle rizike se, zajedno posmatrane, označavaju tzv. premijskom rezervom (engl. *premium reserve*). Međutim, takav naziv nije adekvatan za domaću terminologiju, gde se on koristi kao sinonim za matematičku rezervu u osiguranju života.

potreban za pokriće očekivanih šteta i troškova nakon dana bilansiranja, po osnovu još uvek važećih polisa, koje su zaključene pre tog dana.³⁸³ Naime, na početku obračunskog perioda u toku trajanja ugovora o osiguranju, utvrđuje se razlika između očekivanih šteta i operativnih troškova odnosnog perioda, sa jedne, i dela premije koji u njemu dospeva za naplatu (ako se premija plaća u ratama) i pripadajućih prenosnih premija, sa druge strane. Ukoliko je takva razlika pozitivna, njen iznos se izdvaja u vidu rezerve za neistekle rizike. Dakle, potreba za formiranjem rezerve za neistekle rizike nastaje ukoliko se premija, po zaključenim ugovorima u datoj vrsti osiguranja, ispostavi neadekvatnom (imajući u vidu da nije moguća njena naknadna promena), iz čega neposredno proizilazi značaj date kategorije sa aspekta teme predmetnog rada.

Najjednostavniji način određivanja rezerve za neistekle rizike (URR) je u odnosu na rezervu za nezarađene premije (RPP), u srazmeri sa viškom kombinovanog racija date vrste osiguranja u odnosu na 100%.³⁸⁴ Preciznije, polazeći od podataka tekuće godine (ili njihovih prosečnih vrednosti tokom prethodnog višegodišnjeg perioda) o zarađenim premijama (\tilde{P}), nastalim osiguranim štetama (\tilde{S}) i administrativnim troškovima (E_{admin}),³⁸⁵ iskazanim na neto osnovi, ocenjuju se očekivane štete (uključujući troškove njihovog rešavanja), odnosno troškovi, nakon dana bilansiranja, po svim aktivnim polisama na taj dan, u preostalom periodu njihovog trajanja: $\frac{\tilde{S} \cdot RPP}{\tilde{P}}$ i $\frac{E_{admin} \cdot RPP}{\tilde{P}}$, respektivno. Za dati iznos odloženih akvizicionih troškova (DAC), rezerva za neistekle rizike može, formalno, biti prikazana u obliku:

$$URR = \max \left\{ \left(\frac{\tilde{S} \cdot RPP}{\tilde{P}} + \frac{E_{admin} \cdot RPP}{\tilde{P}} + DAC - RPP \right), 0 \right\}, \quad (3.44)$$

iz čega, daljim sređivanjem, proizilazi:

$$URR = \max \left\{ RPP \left(\frac{\tilde{S}}{\tilde{P}} + \frac{E_{admin}}{\tilde{P}} + \frac{DAC}{RPP} - 1 \right), 0 \right\}. \quad (3.45)$$

³⁸³ Analogno rezervama za prenosne premije, izdvajanja sredstava sa obrazloženom svrhom pokrića šteta i troškova po osnovu već zaključenih ugovora o osiguranju predstavljaju, računovodstveno posmatrano, rezervisanja u bilansu stanja osiguravača. Ipak, u relevantnoj literaturi iz oblasti osiguranja, znatno se češće javlja termin rezervi, nego rezervisanja za neistekle rizike (engl. *provisions for unexpired risks*).

³⁸⁴ Bellando, *op. cit.*, str. 60.

³⁸⁵ Za postojeći portfelj osiguranja, akvizicioni troškovi su, sa aspekta dana bilansiranja, već nastali, zbog čega se njihov iznos zanemaruje prilikom obračuna rezerve za neistekle rizike, izuzev odloženih akvizicionih troškova.

Pošto bi testiranje adekvatnosti prenosne premije na nivou pojedinačnih ugovora o osiguranju bilo troškovno neefikasno, rezerva za neistekle rizike se obračunava na nivou portfelja ugovora koji su izloženi relativno sličnim rizicima. Time se ostavlja mogućnost delimične ili potpune kompenzacije deficita prenosne premije u odnosu na štete i troškove poslovanja po jednom ugovoru o osiguranju suficitom po drugim ugovorima u istoj liniji poslovanja, ali ne i između tih linija. Posledično, detaljniji nivo grupisanja podataka rezultuje većim iznosom rezervi za neistekle rizike, i obrnuto.³⁸⁶

Posebni problemi određivanja rezervi za neistekle rizike tiču se predviđanja iznosa budućih šteta i troškova, tretmana investicionog prinosa i odloženih akvizicionih troškova. Projekcijama treba da budu obuhvaćene sve štete koje mogu nastati u preostalom periodu osiguranja, uključujući i one štete koje će biti prijavljene, odnosno, ponovo otvorene, nakon isteka tog perioda. Kako bi projekcija bila potpuna i pouzdana, neophodno je sagledati celokupan razvoj šteta do njihovog konačnog iznosa, uvažavajući očekivane promene ekonomskih uslova, pravne regulative i internih procedura rešavanja šteta tokom preostalog perioda osiguranja, uz zasebno razmatranje velikih i katastrofalnih šteta. Slično, projekcijom troškova treba obuhvatiti očekivani inflatorni rast, izmene budžeta i okolnosti koje dovode do neravnomerne raspodele administrativnih troškova tokom trajanja osiguranja.³⁸⁷ Priznavanjem investicionog prinosa, kroz diskontovanje očekivanih budućih novčanih tokova, umanjuje se iznos rezervi za neistekle rizike i ugrožava solventnost osiguravača u slučaju da očekivani prinos ne bude zaista realizovan u odnosnom periodu. U prvoj fazi projekta Međunarodnog odbora za računovodstvene standarde (*International Accounting Standards Board - IASB*), posvećenog ugovorima o osiguranju, su mnoga pitanja u pogledu akvizicionih troškova osiguravača ostavljena otvorenim. Tako, IFRS 4 ne ukazuje koji akvizicioni troškovi podležu odlaganju, koji je period i metod njihove amortizacije, i da li oni treba da budu prikazani kao stavka aktive, ili kao odbitna stavka obaveza osiguravača, iz čega proizilazi njihov nekonzistentan tretman u praksi sprovođenja testa.

Racio šteta, kao jedan od multiplikatora rezerve za prenosne premije u okviru testa adekvatnosti, delom je determinisan rezervama za prenosne premije i rezervama za štete koje su prenete iz prethodne poslovne godine. Ako su prenosne premije prethodne godine bile adekvatne, a prenosne premije tekuće godine nedovoljne za pokriće odnosnih šteta i

³⁸⁶ Blanchard, *op. cit.*, str. 11.

³⁸⁷ Cyprus Association of Actuaries (2010). *Guideline for the Determination of a Proper Unexpired Risk Reserve*. Nicosia: Cyprus Association of Actuaries (preuzeto 21.02.2014. sa: <http://www.actuaries.org.cy/ProfessionalGuidance.aspx>), str. 7-8.

troškova, racio šteta, i samim tim, i rezerve za neistekle rizike, će biti manji od realno potrebnih. Obrnuto, neadekvatnost prenosnih premija prethodne godine, pri njihovom zadovoljavajućem nivou u tekućoj godini, dovodi do precenjenosti racija šteta, i stvaranja rezervi za neistekle rizike, iako one nisu potrebne.³⁸⁸ Slično, potcenjenost rezervi za štete u tekućoj godini, a koje su bile adekvatne u prethodnoj godini, dovodi do potcenjenosti rezervi za neistekle rizike. U takvoj situaciji, iznos rezervi za neistekle rizike može biti prilagođen na osnovu rezultata *run-off* analize, kao testa adekvatnosti rezervi za štete, koji će biti predmet razmatranja u nastavku rada. Ukoliko su, međutim, rezerve za štete u prethodnoj godini bile potcunjene, a u tekućoj godini su adekvatne, rezerve za neistekle rizike će biti veće od objektivno potrebnih. Zbog naglašene subjektivnosti u pogledu visine troškova i njihovog razgraničavanja, kako između različitih vrsta troškova, tako i između različitih linija poslovanja, racio troškova, svojom vrednošću takođe može narušiti pouzdanost rezultata testa adekvatnosti prenosne premije.

Iz navedenih razloga se, prilikom obračuna rezervi za neistekle rizike, preporučuje korišćenje istorijskih podataka o relevantnim veličinama iz većeg broja godina.³⁸⁹ U slučajevima oskudnosti podataka u pojedinim, moguće je njihovo grupisanje na nivou sličnih linija poslovanja. Određivanje rezerve za neistekle rizike je posebno otežano u prvim godinama razvoja šteta u poslovnim linijama sa dugim repom. Usled nedovoljnosti relevantnog iskustva iz prošlosti, pristupa se aproksimacijama potrebnog iznosa ovih rezervi, poredeći kretanje šteta i premija portfelja u toku vremena, i uzimajući u obzir iskustvo drugih kompanija, odnosno celokupnog tržišta, u datom segmentu poslovanja.³⁹⁰

3.2. DEFINISANJE AKTUARSKOG RIZIKA ADEKVATNOSTI REZERV ZA ŠTETE U NEŽIVOTNOM OSIGURANJU

Rizik adekvatnosti (dovoljnosti)³⁹¹ rezervi za štete, ili jednostavnije rizik rezervi (engl. *reserve risk*), odnosno, rizik rezervisanja (engl. *reserving risk*), proizilazi iz neizvesnosti u pogledu budućih isplata naknada za poznate i nepoznate štete koje su se već desile u prošlosti, ali još uvek nisu izmirene. Ukoliko su stvarne isplate šteta veće od očekivanih,

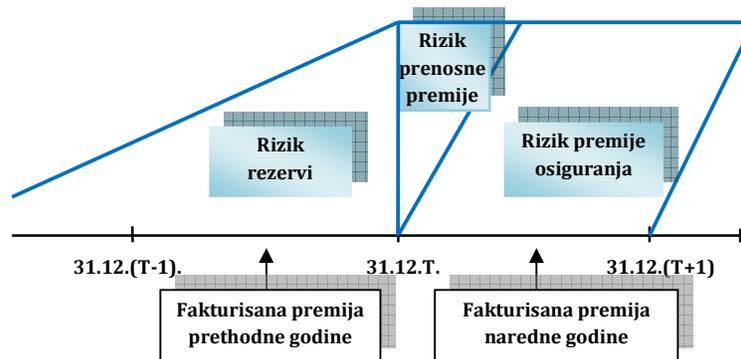
³⁸⁸ Pavlović, B. (2012). „Unexpired Risk Reserve“. *Achieved Results and Prospects of Insurance Market Development in Modern World*. Kocovic, J., Jovanovic Gavrilovic, B., Jakovcevic, D. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 17, str. 292.

³⁸⁹ Cyprus Association of Actuaries, *op. cit.*, str. 11.

³⁹⁰ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 498.

³⁹¹ Analogno premiji osiguranja, adekvatnost rezervi za štete se, u terminologiji utvrđivanja solventnosti osiguravača, tumači jednostrano, tj. kao nedovoljnost ili potcenjenost rezervi, što je pristup koji je usvojen u ovom radu.

izdvojene rezerve neće biti dovoljne za njihovo pokriće. Rizik rezervi se, alternativno, označava rizikom postojećih (i prošlih) poslova, dok rizik premije predstavlja rizik budućih poslova osiguranja. Dati rizik može biti posmatran kao mogućnost nepovoljnijeg u odnosu na očekivani rezultat po osnovu osiguravajućeg pokrića koje je već zarađeno, ali po kome još uvek nije okončan proces rešavanja šteta (videti grafikon 3.5).



Grafikon 3.5. *Vremenski raspored rizika neživotnog osiguranja*

Izvor: Feldblum, S. (1996). „NAIC Property/Casualty Insurance Company Risk-Based Capital Requirements“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, LXXXIII, Arlington, str. 340.

Rezerve za štete, kao najveća pojedinačna stavka u okviru obaveza u bilansu stanja neživotnog osiguravača, predstavljaju aktuarsku ocenu ukupnih budućih isplata koje su potrebne za nadoknadu šteta po osnovu već realizovanih osiguranih slučajeva.³⁹² Ključni izvori rizika rezervi su slučajna odstupanja stvarnih isplata po osnovu nastalih šteta od njihove očekivane vrednosti i greške u oceni nivoa rezervi za štete.³⁹³ Samim tim, analogno riziku premije, u okviru ovog rizika je moguće razlikovati komponente rizika procesa, rizika modela i rizika parametara. Za razliku od rizika procesa (tj. slučajnih fluktuacija), koji je jednostavno inherentan razvoju šteta u neživotnom osiguranju, preostale dve komponente rizika rezervi odražavaju nepoznavanje stvarnog modela prema kome se taj razvoj odvija i stvarnih vrednosti njegovih parametara. Dati model se opisuje i parametri ocenjuju na bazi prošlog iskustva koje, u uslovima ograničenog broja opservacija, nije apsolutno pouzdan osnov predviđanja budućeg razvoja šteta, primenom aktuarskih metoda rezervisanja koje, same po sebi, nisu oslobođene od teorijskih i/ili praktičnih nedostataka. Rizik adekvatnosti

³⁹² Panning, W. (2006). „Measuring Loss Reserve Uncertainty“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 238.

³⁹³ Slim, N., Mansouri, F. (2011). „Reserve Risk Analysis and Dependence Modeling in Non-Life Insurance: The Solvency II Project“. *XXVIII Journées de Microéconomie Appliquée Communications*. Sousse (preuzeto 17.12.2012. sa: www.jma2011.fr/fichiers/152/the%20final%20paper.pdf), str. 3.

rezervi za štete predstavlja naročitu pretnju za relativno mlade kompanije sa manjim portfeljom osiguranja, kojima nedostaje sopstveno iskustvo u pogledu razvoja šteta.

Pored navedenog, posebni aspekti rizika rezervi se odnose na rizik promena u obrascu razvoja šteta, uzrokovanih faktorima koji su interne (npr. promene u obimu i strukturi portfelja, uslovima osiguranja, premijskim stopama i procedurama rešavanja šteta od strane osiguravača), ili eksterne prirode (npr. promena stope inflacije, pravne regulative i sudske prakse). Njihovim nastupanjem, narušava se preciznost predviđanja konačnog iznosa šteta, čak i ukoliko je primenjeni model korektan, a njegovi parametri ocenjeni na osnovu obimnog empirijskog iskustva. Stoga, rizik rezervi utoliko više dolazi do izražaja što je učešće linija sa dugim repom u ukupnom osiguravajućem portfelju kompanije veće. Delovanje pomenutih faktora tokom višegodišnjeg perioda između nastanka štetnog događaja i manifestacije njegovih posledica, uslovljava da iskustvo iz prošlosti jednostavno prestaje biti indikativno za razvoj datih šteta u budućnosti.

Ukoliko su rezerve za štete potcenjene, finansijski položaj kompanije, kao polazište procesa donošenja poslovnih i investicionih odluka, prikazuje se boljim od realnog.³⁹⁴ U takvoj situaciji, raspoloživi kapital kompanije je precenjen. Istovremeno, u uslovima primene faktorskog modela obračuna, zahtevani kapital kompanije će biti potcenjen, čime se dvostruko narušava verodostojnost ocene solventnosti.

U odnosu na rizike koje osiguravač preuzima u sopstveno pokriće po osnovu zaključenih ugovora o osiguranju, rizik premije se javlja kao izvorni, dok se rizik rezervi može posmatrati kao derivativni (izvedeni) rizik. Drugim rečima, rizik rezervi je „retrospektivna manifestija prospektivnog rizika premije“.³⁹⁵ Pri tome su dati rizici međusobno povezani i uslovljeni. Shodno toku poslovnog ciklusa u osiguranju, odnosno činjenici da je premija osiguranja izvor formiranja tehničkih rezervi, rizik premije hronološki prethodi riziku rezervi u uzročno - posledičnom lancu rizika koji dovode do nesolventnosti osiguravajuće kompanije. Dok se rizik premije vezuje za proces odlučivanja pri selekciji i preuzimanju rizika, rizik rezervi je direktno povezan sa posledičnim finansijskim ishodima i pouzdanošću njihovog iskazivanja (videti grafikon 1.1). Drugim rečima, zbog načina njihovog formiranja, nedovoljnost rezervi za štete koje su se desile u prošlosti, u određenoj meri, proizilazi iz potcenjenosti premije osiguranja. Sa druge strane,

³⁹⁴ Treba imati u vidu da eventualna potcenjenost rezervi za štete kao rezultat namernog, svesnog delovanja menadžmenta (npr. u cilju prikrivanja finansijskih teškoća kompanije), predstavlja realizaciju operativnog, a ne rizika osiguranja.

³⁹⁵ AON (2010). *Insurance Risk Study*, 5th Ed., Chicago: AON Benfield, str. 25.

dovoljnost premija se odmerava u odnosu na rešene i rezervisane štete i troškove koji, ukoliko nisu tačno iskazani, stvaraju privid adekvatnosti tarifnog sistema kompanije. Naravno, rezultati primene bilo koje formule za obračun zahtevane margine solventnosti ne mogu biti pouzdani ukoliko vrednosti ulaznih varijabli nisu adekvatne. Stoga, u kontekstu merenja rizika rezervi, posebnu pažnju zaslužuju metode koje se koriste prilikom njihovog formiranja.

3.2.1. Elementi tehničkih rezervi u neživotnom osiguranju

Od ukupnog iznosa premija prikupljenih u toku jedne poslovne godine, jedan deo biva isplaćen u vidu naknada šteta/osiguranih suma u toku iste godine, dok ostatak tog iznosa služi za izravnanje osiguranih rizika u narednoj, ili narednim godinama. Izdvajanjem i akumuliranjem sredstava iz tekuće tehničke premije, sa ciljem pokrića obaveza koje proizilaze iz zaključenih ugovora o osiguranju, formiraju se tehničke (aktuarske)³⁹⁶ rezerve koje, u proseku, predstavljaju više od 80% pasive bilansa stanja osiguravača.³⁹⁷

Sa aspekta trenutka sastavljanja periodičnog obračuna, tehničke rezerve obuhvataju rezerve za prošle i rezerve za buduće obaveze. Dok se prošle obaveze odnose na već nastale štete i troškove do isteka obračunskog perioda, buduće obaveze se odnose na štete i troškove koji će nastupiti u predstojećim obračunskim periodima, a koji su pokriveni polisama za koje je već naplaćena premija osiguranja.³⁹⁸ Kao elementi rezervi za buduće obaveze javljaju se prethodno razmotrene rezerve za prenosne premije i rezerve za neistekle rizike. Rezerve za prošle obaveze podrazumevaju rezerve za štete i troškove njihove likvidacije.

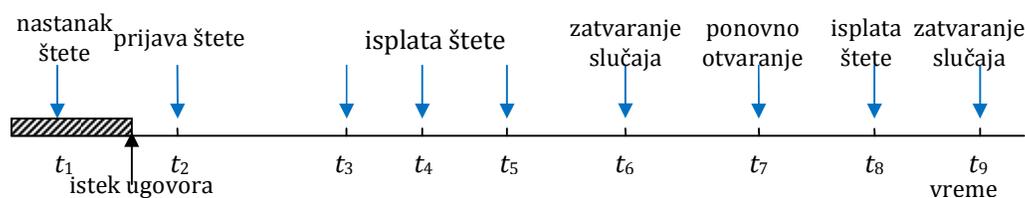
Vremenski tok procesa rešavanja nastale pojedinačne štete u neživotnom osiguranju obeležen je većim brojem momenata (videti grafikon 3.6). Osigurana šteta nastaje u trenutku realizacije događaja koji je predviđen ugovorom o osiguranju, tj. osiguranog slučaja (t_1). Nakon određenog vremenskog perioda, koji može trajati od nekoliko dana (npr. u osiguranju imovine) do nekoliko godina (npr. u osiguranju od odgovornosti), u trenutku t_2 osiguravač je upoznat sa nastankom štete. Sama evidencija štete u informacionom sistemu osiguravača može nastupiti sa zakašnjenjem u odnosu na trenutak njene prijave. Utvrđivanje pravne odgovornosti osiguravača, procenjivanje visine štete, kao

³⁹⁶ IAA (2009), *op. cit.*, str. 5.

³⁹⁷ Bellando, *op. cit.*, str. 16.

³⁹⁸ Pârțachi *et al.*, *op. cit.*, str. 59.

i razlozi administrativne prirode, dovode do daljeg odlaganja trenutka isplate štete. Takođe, u zavisnosti od konkretnih ugovornih uslova, šteta ne mora biti isplaćena u jednom, već u više sukcesivnih iznosa (u trenucima t_3, t_4, t_5), nakon čega se dati slučaj zaključuje (u trenutku t_6). Međutim, postoji mogućnost njegovog ponovnog otvaranja i vršenja dalje isplate naknade (u trenucima t_7, t_8), da bi slučaj opet bio zaključen u trenutku t_9 :



Grafikon 3.6. Vremenski tok procesa rešavanja šteta u neživotnom osiguranju

Izvor: Taylor, G. (2000). *Loss Reserving: An Actuarial Perspective*. Kluwer Academic Publishers, str. 4.

Obaveza naknade štete od strane osiguravača efektivno nastupa u trenutku realizacije osiguranog slučaja, tj. u trenutku nastanka štete (t_1). Usled obrazloženog vremenskog gega između nastanka i konačne isplate šteta, osiguravač izdvaja sredstva namenjena njihovom pokriću u vidu tzv. rezervi za štete.³⁹⁹ Formiranjem datih rezervi se obezbeđuje da štete koje su nastale u jednoj godini budu finansirane premijom koja je naplaćena (i zarađena) u istoj godini, bez obzira na periode u kojima će one biti prijavljene i rešene.⁴⁰⁰ Shodno prikazanom vremenskom sledu, ukupne rezerve za štete se razvrstavaju na: rezerve za nepoznate (nastale, ali neprijavljene) štete i rezerve za poznate (prijavljene, ali nerešene) štete. U užem smislu, rezerve za nepoznate štete namenjene su pokriću šteta za koje se veruje da su nastale, ali još uvek nisu prijavljene osiguravaču (engl. *incurred but not reported* - IBNR). *Bornhuetter* i *Ferguson* (1972) naglašavaju da ove rezerve služe i za pokriće mogućih obaveza po osnovu nepovoljnog razvoja poznatih šteta. Stoga se, u okviru rezervi za nepoznate štete, u širem smislu, često izdvajaju i rezerve za nedovoljno rezervisane prijavljene štete (engl. *incurred but not enough reported* - IBNeR), kao i rezerve po osnovu mogućeg ponovnog aktiviranja već rešenih šteta. Nakon prijave šteta, odnosno obaveze osiguravača mogu biti ocenjene na individualnoj osnovi, u cilju formiranja odgovarajućih

³⁹⁹ Posmatrano sa računovodstvenog aspekta, iznosi koji su izdvojeni za isplatu neizmirenih naknada šteta po osnovu osiguranih slučajeva koji su nastali do kraja obračunskog perioda suštinski predstavljaju, i u bilansu stanja se prikazuju kao rezervisanja za buduće obaveze osiguravača, koje proizilaze iz njegove osnovne aktivnosti. Ipak, u skladu sa opšte prihvaćenom terminološkom konvencijom u oblasti osiguranja, oni se alternativno označavaju rezervama za štete (u skladu sa anglosaksonskom tradicijom, gde se uporedo javljaju termini *loss reserves* i *claim reserves*), ili rezervisanim štetama.

⁴⁰⁰ *Kaas et al., op. cit., str. 265.*

rezervi (engl. *case reserves*) namenjenih njihovom izmirenju, čiji se iznos, do trenutka t_6 , periodično usklađuje sa novodospelim informacijama.⁴⁰¹

Vremenska nepodudarnost novčanih priliva i odliva koji su povezani sa troškovima poslovanja osiguravača takođe iziskuje formiranje rezervi namenjenih njihovom pokriću. Rezerve za prenosne premije i rezerve za neistekle rizike uzimaju u obzir buduće troškove, kako operativne, tako i troškove rešavanja šteta koje još nisu nastale. Sa druge strane, deo namenjen pokriću troškova rešavanja šteta koje su već nastale može biti direktno ukalkulisan u rezerve za štete. U protivnom slučaju, kao i ukoliko postoji mogućnost da su dati troškovi potcenjeni, kao poseban element ukupnih rezervi za štete javljaju se rezerve za troškove rešavanja šteta.

Zakonodavstvom pojedinih zemalja predviđena je i mogućnost (ili obaveza) formiranja posebnog vida tehničkih rezervi u oblasti neživotnih osiguranja, sa ciljem ublažavanja značajnih odstupanja između stvarnog i očekivanog obrasca razvoja šteta, kao što su rezerve za izravnanje rizika i rezerve za katastrofalne štete. Izdvajanjem sredstava u godinama povoljnog razvoja šteta, omogućuje se preraspodela troškova krupnih šteta sa godine njihovog nastanka na veći broj godina, i time umanjuju fluktuacije rezultata poslovanja osiguravača. Pri tome, sredstva mogu biti izdvojena sa ciljem izravnanja rizika u celokupnom portfelju osiguranja, ili u specifičnim linijama poslovanja (poput osiguranja kredita,⁴⁰² osiguranja od nuklearnih rizika, osiguranja od odgovornosti po osnovu zagađenja životne sredine i sl.).

Prilikom ocenjivanja solventnosti osiguravača, umesto kao element tehničkih rezervi, rezerve za izravnanje rizika i rezerve za katastrofalne štete se češće tretiraju kao element slobodnih sredstava, tj. raspoloživog kapitala za pokriće gubitaka,⁴⁰³ ili kao odbačna stavka zahtevanog iznosa kapitala. Dvoznačan tretman datih rezervi se objašnjava činjenicom da je njihova namena relativno manje specifična u odnosu na ostale elemente tehničkih rezervi, i

⁴⁰¹ Izuzetno, u poslovnim linijama koje karakteriše nizak intenzitet i visoka frekvencija šteta, umesto individualne procene, rezerve za poznate štete mogu biti formirane na bazi prosečnih iskustvenih vrednosti za datu liniju.

⁴⁰² Dosadašnjom regulativom poslovanja neživotnih osiguravača koji se bave osiguranjem kredita u EU propisana je obaveza formiranja rezervi za izravnanje rizika, u funkciji neutralisanja iznadprosečnih godišnjih vrednosti racija šteta u toj liniji poslovanja. Formiranje ovih rezervi u drugim linijama poslovanja je dobrovoljno (ukoliko regulativom zemlje članice nije drugačije propisano), i može biti motivisano njihovim neoporezivim tretmanom. Šire videti u: EEC (1992), *op. cit.*, čl. 18.

⁴⁰³ U datom smislu, relevantan je već obrazloženi primer Finske gde su, počev od '50-tih godina XX veka, upravo rezerve za izravnanje rizika, čije je formiranje obavezno u svim linijama poslovanja, imale ključnu ulogu u obezbeđenju i određivanju solventnosti neživotnih osiguravača. Slično, kompanije koje se bave neživotnim osiguranjima u Japanu svrstavaju rezerve za katastrofalne štete (čije je formiranje obavezno u svim linijama poslovanja) u elemente raspoložive margine solventnosti.

istovremeno, relativno više specifična u poređenju sa elementima slobodnog kapitala osiguravača.⁴⁰⁴ Važno je naglasiti da važeći međunarodni standardi finansijskog izveštavanja ne priznaju kategoriju rezervi za izravnjanje rizika.⁴⁰⁵ Stoga, u sklopu savremenih nastojanja u pravcu harmonizacije računovodstvenih standarda u finansijskom sektoru na globalnom nivou, predstojeća regulativa solventnosti osiguravača u EU predviđa njihovo isključenje iz strukture tehničkih rezervi osiguravača. Suprotno aktuelnim regulatornim trendovima u svetu, osiguravači u Srbiji imaju obavezu izdvajanja rezervi za izravnjanje rizika na račun tekuće tehničke premije u samopridržaju u svim vrstama neživotnih osiguranja, u zavisnosti od standardnog odstupanja godišnjih od prosečnog merodavnog tehničkog rezultata u prethodnom periodu.⁴⁰⁶

Pored navedenih, regulativa i praksa osiguranja poznaju i druge elemente tehničkih rezervi u oblasti neživotnih osiguranja. Takav je slučaj, na primer, sa rezervama za bonuse i popuste, koje se formiraju u visini iznosa koji pripadaju osiguranicima po osnovu prava na buduće sniženje premije, povraćaj dela premije zbog prevremenog prestanka osiguranja ili učešća u dobiti osiguravača. Takođe, u pojedinim zemljama se kao elementi tehničkih rezervi neživotnih osiguravača mogu pojaviti i rezerve koje suštinski pokrivaju rizike investiranja. Njihova svrha je nadoknada gubitaka po osnovu depresijacije vrednosti imovine, fluktuacija kamatne stope, manjka likvidnosti, ili neusklađenosti imovine i obaveza kompanije. Neretko, ove rezerve imaju funkciju stabilizatora vrednosti imovine koja služi za pokriće tehničkih rezervi. S obzirom na njihovu namenu, date rezerve su relativno značajnije u životnim u poređenju sa neživotnim osiguranjima i, analogno katastrofalnim i rezervama za izravnjanje rizika, tretiraju se kao elementi raspoloživog kapitala prilikom evaluacije solventnosti osiguravača.

3.2.2. Trouglovi razvoja kao instrument merenja rizika rezervi za štete

Stvarni iznos obaveza za nerešene štete nije poznat osiguravaču, pošto se one odnose na budućnost, zbog čega je potrebno oceniti njihovu veličinu.⁴⁰⁷ Ocenjena očekivana

⁴⁰⁴ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 498.

⁴⁰⁵ Međunarodni standard finansijskog izveštavanja IFRS 4 se izričito protivi iskazivanju rezervi za potencijalne štete po osnovu ugovora koji nisu na snazi na dan obračunskog perioda kao obaveza datog perioda. Šire videti u: IASB, *op. cit.*, čl. 14.

⁴⁰⁶ Odluka o bližim kriterijumima i načinu obračunavanja rezervi za izravnjanje rizika. *Službeni glasnik RS*, br. 13/2005 i 23/2006, tačka 3. Ipak, novim Zakonom o osiguranju se propisuje obaveza formiranja ovih rezervi samo u slučaju osiguranja kredita (Šire videti u: Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 123.)

⁴⁰⁷ Sa statističkog stanovišta posmatrano, problem rezervisanja je korektnije označiti problemom predviđanja, jer ciljne veličine nisu parametri, već slučajne promenljive. Ipak, većina autora iz date oblasti (Taylor (1977);

vrednost obaveza za nerešene štete predstavlja rezerve za štete. Ocena obaveza za prijavljene nerešene štete nije u nadležnosti aktuarske službe, već sektora za štete osiguravajuće kompanije. Obaveze za nastale, ali neprijavljene štete, sa druge strane, ne mogu biti ocenjene na individualnom, već isključivo na agregatnom nivou, po pojedinim linijama poslovanja, primenom odgovarajuće aktuarske metode rezervisanja. Grupisanje šteta u date svrhe može biti izvršeno po više osnova. Štete mogu biti razvrstane prema obračunskom periodu (na primer, mesec, tromesečje ili godina) u kome je sadržan datum njihovog nastanka, i zatim praćene po odgovarajućim periodima njihove likvidacije. Modeliranjem likvidiranih (plaćenih, rešenih) šteta dolazi se do ukupnih rezervi za štete (tj. rezervi za prijavljene, ali nerešene i rezervi za neprijavljene štete). Ako se razvoj šteta prati po periodima njihove prijave,⁴⁰⁸ direktno se ocenjuju rezerve za nastale, ali neprijavljene štete. Kada su rešene štete grupisane po periodima u kojima je sadržan datum izdavanja odnosno polise osiguranja, rezultat primene izabrane metode rezervisanja će biti ukupne tehničke rezerve, koje obuhvataju i rezerve za prenosne premije. Konačno, rešene štete mogu biti grupisane i prema periodima u kojima je sadržan datum njihove prijave osiguravaču, kada se ocenjuju samo rezerve za poznate štete.⁴⁰⁹

U opštem slučaju, za i -ti period nastanka štete, kalendarski period $k = i + j - 1$ predstavlja j -ti period razvoja. Dakle, j pokazuje vremenski pomak u rešavanju (prijavlivanju) šteta u odnosu na trenutak njihovog nastanka. Razvrstani po dvema dimenzijama (i, j) , raspoloživi podaci o štetama se, u svrhe rezervisanja, najčešće prikazuju u vidu tzv. trougla razvoja (engl. *run-off triangle*).

Modeliranje rezervi za štete, pri tome, može biti zasnovano na inkrementalnim, ili na kumulativnim štetama. Pri korišćenju podataka o inkrementalnim štetama, slučajna promenljiva $S_{i,j}$ označava iznos šteta nastalih u i -tom, a rešenih (prijavljenih) u j -tom periodu razvoja. Ukoliko je $1 \leq i \leq I$ i $1 \leq j \leq J$, pri čemu je $I = J$,⁴¹⁰ inkrementalne štete, koje su poznate za kalendarske periode $i + j \leq I + 1$, obrazuju trougao razvoja $\{S_{i,j} : i = 1, \dots, I, j = 1, \dots, I + 1 - i\}$ sledećeg oblika:

Mack (1993),(1994a),(1994b); Olivieri, Pitacco (2011); Gluck (1997), itd.) koristi termin ocenjivanje, umesto, ili uporedo sa predviđanjem šteta, odnosno rezervi za štete, što je praksa koja je usvojena i u datom radu.

⁴⁰⁸ Ukupan iznos prijavljenih šteta tokom određenog perioda predstavlja zbir rešenih šteta i rezervisanih prijavljenih šteta.

⁴⁰⁹ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. D5.1.

⁴¹⁰ Naravno, u praksi je moguće da važi $I > J$, kada, umesto trougla, podaci o štetama obrazuju paralelogram razvoja šteta.

Tabela 3.2. Opšta forma trougla razvoja inkrementalnih šteta

Period nastanka	Period razvoja								
	1	2	...	j	...	$I+1-i$...	$I-1$	I
1	$S_{1,1}$	$S_{1,2}$...	$S_{1,j}$...	$S_{1,I+1-i}$...	$S_{1,I-1}$	$S_{1,I}$
2	$S_{2,1}$	$S_{2,2}$...	$S_{2,j}$...	$S_{2,I+1-i}$...	$S_{2,I-1}$	
...	
i	$S_{i,1}$	$S_{i,2}$...	$S_{i,j}$...	$S_{i,I+1-i}$...		
...		
$I+1-j$	$S_{I+1-j,1}$	$S_{I+1-j,2}$...	$S_{I+1-j,j}$...				
...				
$I-1$	$S_{I-1,1}$	$S_{I-1,2}$...						
I	$S_{I,1}$								

Izvor: Adaptirano prema Schmidt, K.D. (2006). „Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-off Triangles: A Unifying Survey“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 271.

Suma inkrementalnih šteta unutar k -te dijagonale trougla razvoja ($\sum_{i+j=k} S_{i,j}$, $k=1, \dots, I$)

predstavlja ukupan iznos šteta koje su rešene (prijavljene) u k -tom kalendarskom periodu. Za dati period nastanka šteta i , sumiranjem inkrementalnih šteta po periodima razvoja, sa druge strane, dolazi se do iznosa kumulativnog iznosa šteta $C_{i,j}$:

$$C_{i,j} = \sum_{h=1}^j S_{i,h} \quad (3.46)$$

Slučajna promenljiva $C_{i,j}$ predstavlja iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka ($i=1, \dots, I$), a koje su rešene (prijavljene) do kraja j -tog perioda razvoja ($j=1, \dots, I$). Kumulativni iznos šteta tekućeg kalendarskog perioda označava se sa $C_{i,I+1-i}$, dok $C_{i,I}$ predstavlja konačan kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda. Analogno inkrementalnim, kumulativne štete, koje su poznate za svako $i+j \leq I+1$, obrazuju odgovarajući trougao razvoja $\{C_{i,j} : i=1, \dots, I, j=1, \dots, I+1-i\}$:

Tabela 3.3. Opšta forma trougla razvoja kumulativnih šteta

Period nastanka	Period razvoja								
	1	2	...	j	...	$I+1-i$...	$I-1$	I
1	$C_{1,1}$	$C_{1,2}$...	$C_{1,j}$...	$C_{1,I+1-i}$...	$C_{1,I-1}$	$C_{1,I}$
2	$C_{2,1}$	$C_{2,2}$...	$C_{2,j}$...	$C_{2,I+1-i}$...	$C_{2,I-1}$	
...	
i	$C_{i,1}$	$C_{i,2}$...	$C_{i,j}$...	$C_{i,I+1-i}$...		
...		
$I+1-j$	$C_{I+1-j,1}$	$C_{I+1-j,2}$...	$C_{I+1-j,j}$...				
...				
$I-1$	$C_{I-1,1}$	$C_{I-1,2}$...						
I	$C_{I,1}$								

Izvor: Adaptirano prema Schmidt, K.D. (2006). „Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-off Triangles: A Unifying Survey“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 271.

Podaci svakog pojedinog reda trougla razvoja kumulativnih šteta prezentuju razvoj fiksne grupe (kohorte) šteta od njihovog nastanka do konačnog iznosa u posmatranom vremenskom horizontu. Primenom odgovarajuće aktuarske metode rezervisanja, vrednosti datih veličina se projektuju u cilju proširenja raspoloživog trougla razvoja u pravougaonu formu.⁴¹¹ Tačnije, polazeći od opservacija sadržanih u trouglu razvoja, potrebno je oceniti iznose inkrementalnih, odnosno kumulativnih šteta, za kalendarske periode $i + j > I + 1$. Za ocenjene iznose inkrementalnih šteta, ocena kumulativnih šteta $\hat{C}_{i,j}$ jednaka je:

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,I+1-i} + \sum_{h=I+2-i}^j \hat{S}_{i,h}. \quad (3.47)$$

Obrnuto, ako su ocenjeni nepoznati iznosi kumulativnih šteta, odgovarajuće ocene za inkrementalne štete $\hat{S}_{i,j}$ se određuju na osnovu:

$$\hat{S}_{i,j} = \begin{cases} \hat{C}_{i,I+2-i} - C_{i,I+1-i}, & j = I + 2 - i \\ \hat{C}_{i,j} - \hat{C}_{i,j-1}, & j = I + 3 - i, I + 4 - i, \dots, I \end{cases} \quad (3.48)$$

Rezerve za štete se određuju na osnovu ocenjenih konačnih šteta u vremenskom horizontu koji pokriva trougao razvoja i šteta tekućeg perioda. U zavisnosti od korišćenja podataka o štetama na kumulativnoj ili na inkrementalnoj osnovi, ocena rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda (\hat{R}_i) jednaka je:

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i} = \sum_{j=I+2-i}^I \hat{S}_{i,j}, i = 2, \dots, I, \quad (3.49)$$

dok se ukupne rezerve za štete ocenjuju na osnovu:

$$\hat{R} = \sum_{i=2}^I (\hat{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i}) = \sum_{i=2}^I \sum_{j=I+2-i}^I \hat{S}_{i,j}. \quad (3.50)$$

Primena trouglova razvoja pri određivanju rezervi za štete je opravdana samo pod uslovom da za sve posmatrane periode nastanka šteta važi isti obrazac razvoja šteta.⁴¹² Najčešće korišćeni način opisivanja obrasca razvoja šteta jeste putem individualnih faktora razvoja, u vidu količnika sukcesivnih kumulativnih šteta.⁴¹³ U cilju projektovanja konačnog iznosa šteta, faktori razvoja se ocenjuju po periodima razvoja šteta, dok mogu biti identični između perioda nastanka šteta. Njihove ocene se definišu u vidu aritmetičke (proste ili

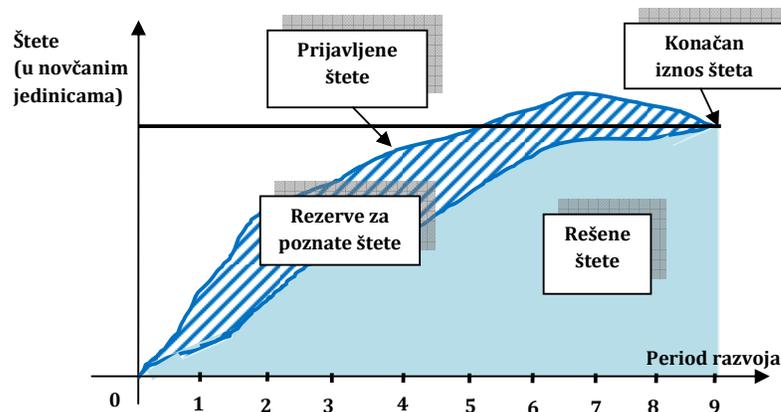
⁴¹¹ Taylor, G. (2000). *Loss Reserving: An Actuarial Perspective*. Kluwer Academic Publishers, str. 10.

⁴¹² Schmidt, K.D. (2006). „Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-off Triangles: A Unifying Survey“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 273.

⁴¹³ Obrazac razvoja šteta, pored faktora razvoja, može biti opisan i inkrementalnim kvotama (u vidu količnika inkrementalne štete za dati period razvoja i očekivanih konačnih kumulativnih šteta) ili kumulativnim kvotama (u vidu količnika kumulativnih šteta za dati period razvoja i očekivanih konačnih kumulativnih šteta).

ponderisane), geometrijske ili harmonijske sredine istorijskih individualnih faktora razvoja. Za dati period razvoja, mogu biti uzeti u obzir svi individualni faktori (sa ili bez njihovih ekstremnih vrednosti), ili individualni faktori za najviše tri do pet poslednjih obračunskih perioda. Konačno, moguće je za ocenu faktora razvoja jednostavno uzeti najveći, odnosno najmanji, među individualnim faktorima za dati period razvoja.

U zavisnosti od predmeta prognoze, trouglovi razvoja mogu sadržati podatke koji se odnose na novčane iznose, ili na broj šteta. Kao što je već pomenuto, novčani iznosi šteta se mogu odnositi na rešene, ili na prijavljene štete. Prednosti korišćenja podataka o rešenim štetama ogledaju se u njihovoj objektivnosti i uporedivosti sa računovodstvenim podacima. Međutim, trougao razvoja u tom slučaju ima duži rep, ne uključuje sve informacije o štetama kojima raspolaže osiguravač i nije pouzdan instrument merenja rizika rezervi u slučaju izraženih varijacija u ažurnosti rešavanja šteta tokom vremena.⁴¹⁴ Podaci o prijavljenim štetama, sa druge strane, su podložni subjektivnosti, usled prisustva rezervi za poznate štete, dok su odgovarajući trouglovi razvoja šteta kraći.⁴¹⁵ Njihova upotrebna vrednost zavisi od ispunjenosti pretpostavki ne samo u pogledu stabilnosti obrasca rešavanja, već i obrasca prijavljivanja šteta, ali i konzistentnosti formiranja pomenutih rezervi tokom vremena.⁴¹⁶



Grafikon 3.7. Razvoj rešenih i prijavljenih šteta tokom vremena

Izvor: Institute and Faculty of Actuaries (1997). *Claims Reserving Manual*, Vol. 1, Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. F2.2.

Broj šteta u trouglu razvoja se može odnositi na ukupan broj prijavljenih šteta, broj otvorenih šteta, broj šteta koje su rešene isplatom naknade, kao i šteta koje su rešene bez

⁴¹⁴ Taylor (2000), *op. cit.*, str. 87.

⁴¹⁵ Mak (1997), *op. cit.*, str. 199.

⁴¹⁶ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. F2.3.

isplate naknade. Modeliranjem broja šteta, čiji je obrazac razvoja u toku vremena stabilniji u poređenju sa iznosima šteta, obogaćuje se postojeća informaciona osnova i omogućuje svođenje podataka o ukupnim plaćenim, ili prijavljenim štetama, na njihove prosečne vrednosti.⁴¹⁷ Dalje, podaci o rešenim (prijavljenim) štetama mogu biti prikazani na neto, ili na bruto osnovi, odnoseći se samo na štete u samopridržaju, ili na ukupne osigurane štete. U prvom slučaju, trougao razvoja je, pri ekscedentnom reosiguranju, relativno manje podložan uticaju ekstremnih događaja, koji „iskrivljuju“ obrazac razvoja šteta, i realističniji za manje kompanije, sa velikim udelom šteta koje su cedirane na reosiguravača. Bruto podaci, sa druge strane, nisu osetljivi na promene u visini samopridržaja, ali je njihova konverzija u neto podatke, u svrhe finansijskog izveštavanja, otežana kada reosiguranje nije proporcionalno.⁴¹⁸

Troškovi rešavanja šteta i regresi mogu biti modelirani zajedno sa štetama, ako su njihovi iznosi, u poređenju sa štetama, zanemarljivo mali,⁴¹⁹ ili se pretpostavlja da je razvoj ovih kategorija konzistentan i očekuje da će njihovi odnosi ostati stabilni tokom vremena. Sa druge strane, ako su relativno veliki ili ispoljavaju jedinstvene obrasce razvoja u odnosu na štete, troškove rešavanja šteta i regrese treba modelirati zasebno. Takav je slučaj, na primer, sa linijama dugog repa, poput osiguranja od odgovornosti, u kojima je visoko učešće sudskih troškova koji, po pravilu, rastu brže od samih šteta.

3.2.3. Pouzdanost metoda za utvrđivanje rezervi za nastale neprijavljene štete

Pouzdanost proizvoljne metode rezervisanja uslovljena je ispunjenošću pretpostavki na kojima se data metoda zasniva, dovoljnošću podataka o štetama, njihovom konzistentnošću i homogenošću grupa u koje su podaci razvrstani. Sa aspekta mogućnosti provere validnosti njihovih rezultata, razlikuju se determinističke i stohastičke metode rezervisanja. Determinističke metode se ne zasnivaju na formalnim pretpostavkama i ocenjuju samo očekivanu vrednost konačnog iznosa šteta, odnosno rezervi za štete. Stohastičke metode, sa druge strane, podrazumevaju eksplicitne pretpostavke, čija ispunjenost može biti testirana u svakoj konkretnoj situaciji.⁴²⁰ Rezultat njihove primene nije samo ocena očekivane

⁴¹⁷ Cockley, J.E., Gardner, A., Wiser, R.F. (2001). „Loss Reserving“. *Foundations of Casualty Actuarial Sciences*, 4th Ed., Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 237.

⁴¹⁸ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. D4.1.

⁴¹⁹ IAA (2009), *op. cit.*, str. 147.

⁴²⁰ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. 2B.3.

vrednosti, već i njenog varijabiliteta oko stvarne vrednosti potrebnih rezervi za štete, kao direktna mera pouzdanosti izabrane metode.

Grupisanje podataka o štetama treba da bude sprovedeno na nivou koji je dovoljno detaljan da spreči materijalni uticaj eventualnih promena u strukturi portfelja osiguranja na rezultate rezervisanja tokom vremena, ali i da istovremeno ne izazove naglašeni značaj slučajnih varijacija, usled malog broja podataka u formiranim grupama. Grupe podataka treba da, u najvećoj mogućoj meri, odgovore zahtevima za reprezentativnošću, sa jedne, i tačnošću ocenjivanja parametara i, samim tim, rezervi za štete, sa druge strane.⁴²¹ Pri tome je potrebno izolovati i zasebno tretirati podatke o velikim, neuobičajenim, latentnim i katastrofalnim štetama, koje ne podležu standardnim aktuarskim metodama rezervisanja. Najveće štete bivaju, po pravilu, najkasnije likvidirane, čime se dodatno usložnjava proces njihovog rezervisanja. U slučajevima novih, malih portfelja, naročito u linijama osiguranja sa dugim repom, jedina alternativa nedostajućim podacima osiguravača su podaci tržišta osiguranja. Međutim, primena tih podataka u svrhe rezervisanja može biti otežana, ili čak i onemogućena, ukoliko oni nisu diferencirani na dovoljno detaljnom nivou.⁴²²

Proces rezervisanja šteta u neživotnom osiguranju kombinuje veoma kompleksne metodološke zahteve, ali i zahteve za subjektivnim rasuđivanjem od strane aktuara. Značaj na iskustvu i ekspertizi zasnovanog mišljenja aktuara, pri interpretaciji rezultata različitih metoda rezervisanja, raste u uslovima dinamičnog okruženja i poslovanja osiguravajućih kompanija. Aktuarsko mišljenje je posebno važno za ocenu uticaja eksternih faktora i promena u internim procedurama kompanije na statističke podatke koji se koriste u svrhe rezervisanja, kao i za prepoznavanje prednosti i nedostataka različitih metoda rezervisanja u svakoj konkretnoj situaciji. U procesu ispitivanja adekvatnosti rezervisanih šteta, aktuar treba da obezbedi prilagođavanje metodologije karakteristikama datog portfelja, specifičnostima raspoloživih podataka, izmenjenim i anticipiranim novim okolnostima poslovanja.⁴²³ Različite metode rezervisanja rezultuju različitim ocenama konačnog i rezervisanog iznosa šteta. Stoga, vrednost rezervi za štete, koja je iskazana u bilansu stanja kompanije, predstavlja samo jednu od niza mogućih vrednosti, čiji je izbor uslovljen subjektivnim stavom aktuara i menadžmenta kompanije. U cilju rešavanja problema pouzdanosti, rezerve mogu biti formirane u visini proseka iznosa dobijenih primenom

⁴²¹ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 511.

⁴²² IAA (2009), *op. cit.*, str. 149.

⁴²³ Кочович, Е., Митрашевич, М., Ђовович, М. (2014). „Методологические основы метода цепной лестницы и проблемы его практического применения“. *Актuariй*, Но. 5, str. 43.

većeg broja metoda rezervisanja,⁴²⁴ po mogućstvu uz korišćenje kako podataka o plaćenim, tako i podataka o prijavljenim štetama,⁴²⁵ iskazanih zasebno na bruto nivou, neto nivou i na nivou iznosa cediranih na reosiguravača,⁴²⁶ a adekvatnost njihovog iznosa periodično testirana. Konačno, prikladnost metode rezervisanja u svakoj konkretnoj situaciji je određena i svrhom njene primene. Dok je za potrebe menadžmenta kompanije i procesa utvrđivanja tarifa poželjan što realniji iznos rezervi, konzervativniji metodi, koji rezultuju većim iznosima rezervi, imaju veću upotrebnu vrednost sa aspekta utvrđivanja solventnosti, ili vrednosti osiguravajuće kompanije u cilju njene prodaje.

Kao jedan od mogućih kriterijuma razvrstavanja metoda za utvrđivanje rezervi za nastale neprijavljene štete javlja se osnov projektovanja konačnog iznosa šteta. Primena metoda triangulacije, poput metode lančanih lestvica, je zasnovana na obrascima razvoja šteta po godinama njihovog nastanka, sadržanim u trouglovima razvoja. U drugu grupaciju svrstavaju se metode koje koriste odgovarajuću kategoriju koja prezentuje izloženost riziku (kao što je, na primer, metoda očekivanog racija šteta). Kao mere izloženosti riziku, u opštem slučaju, koriste se zarađene premije, broj izdatih polisa, trajanje osiguravajućeg pokrića, ili riziko premija, u datoj poslovnoj liniji, posmatrano po godinama nastanka šteta. U pitanju su veličine čija je vrednost unapred poznata i varira upravo srazmerno sa visinom šteta.⁴²⁷ Konačno, postoje i takve metode, poput *Bornbuetter-Ferguson* metode, koje kombinuju oba navedena osnova projektovanja budućih obaveza za štete, o čemu će biti više reči u nastavku rada.

3.2.3.1. Metoda lančanih lestvica (Chain Ladder Method)

Zbog svoje jednostavnosti i činjenice da ne zahteva ispunjenost pretpostavke o konkretnom obliku raspodele verovatnoća iznosa šteta, metoda lančanih lestvica (engl. *Chain Ladder Method*) predstavlja najčešće korišćenu metodu ocenjivanja rezervi za nastale,

⁴²⁴ Struzzieri, P.J., Hussian, P.R. (1998). „Using Best Practices to Determine a Best Reserve Estimate“. *CAS Forum Fall 1998*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 358.

⁴²⁵ Iako je, teorijski posmatrano, konačan iznos prijavljenih šteta jednak konačnom iznosu plaćenih šteta, kada su rezerve jednake nuli (videti grafikon 3.7), u praksi su moguća odstupanja između ocenjenih vrednosti ovih veličina. Efekat povećanja granice samopridržaja, ili promene zakonske regulative, na primer, će se automatski ispoljiti na podacima o prijavljenim štetama, dok može proteći više godina pre nego što on postane vidljiv u trouglu razvoja plaćenih šteta.

⁴²⁶ England, P., Verrall, R. (2002). „Stochastic claims reserving in general insurance“. *British Actuarial Journal*, 8(3), str. 509.

⁴²⁷ Izuzetno, kao mera izloženosti riziku može biti korišćen i tzv. vodeći indikator, kao kategorija čija vrednost nije poznata, ali može biti unapred ocenjena sa zadovoljavajućom tačnošću. Na primer, u velikom broju poslovnih linija, broj prijavljenih šteta ispoljava stabilan, konzistentan i brži razvoj u odnosu na ukupne iznose šteta, kao i nezavisnost u odnosu na interne procedure osiguravača.

ali neprijavljene štete. Polazeći od podataka o kumulativnim štetama, pomoću ove metode se izvode odgovarajući faktori razvoja šteta, čijom se primenom u odnosu na iste podatke projektuju njihovi budući iznosi, potrebni za određivanje rezervi za štete. Shodno prethodno uvedenoj notaciji, $C_{i,j}$ označava kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka ($i = 1, \dots, I$), a koje su rešene (prijavljene) do kraja j -tog perioda razvoja ($j = 1, \dots, J$), gde je $I = J$. Na bazi skupa raspoloživih opservacija $D = \{C_{i,j} | i + j \leq I + 1\}$, potrebno je oceniti očekivanu vrednost $E(C_{i,j})$ za $i + j > I + 1$, odnosno, predvideti konačan kumulativni iznos šteta $C_{i,I}$, kako bi bile ocenjene rezerve za štete po pojedinim periodima nastanka šteta, u vidu razlike:

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.51)$$

gde su:

- \hat{R}_i - ocena rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka,
- $\hat{C}_{i,I}$ - ocena konačnog kumulativnog iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda,
- $C_{i,I+1-i}$ - poznati iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja tekućeg kalendarskog perioda.

Osnovna implicitna pretpostavka metode lančanih lestvica je da postoje faktori razvoja $f_1, \dots, f_{I-1} > 0$ takvi da važi relacija:⁴²⁸

$$E(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} f_j, \quad 1 \leq i \leq I, 1 \leq j \leq I-1. \quad (3.52)$$

Dakle, metoda lančanih lestvica podrazumeva da je prirast kumulativnog iznosa šteta između j -tog i $(j+1)$ -vog perioda razvoja, po svim periodima nastanka šteta, opisan istim faktorom razvoja f_j . Za datu veličinu $C_{i,j}$, odstupanje stvarne vrednosti $C_{i,j+1}$ u odnosu na očekivanu $C_{i,j} f_j$ se tretira kao slučajna (stohastička) greška.⁴²⁹ Faktori razvoja su nepoznati parametri, koji ne zavise od perioda nastanka šteta. Ocena faktora razvoja \hat{f}_j se dobija u vidu ponderisane aritmetičke sredine individualnih faktora razvoja $f_{m,j} = C_{m,j+1} / C_{m,j}, 1 \leq m \leq I - j$:

⁴²⁸ Mack, T. (1993). „Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates“. *ASTIN Bulletin*, 23(2), str. 214.

⁴²⁹ Zehnwirth, B. (1989). „The chain ladder technique - a stochastic model“. *Claims Reserving Manual*, Vol. 2, London: Institute of Actuaries, str. D1.3.

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j+1}}{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}}, \quad 1 \leq j \leq I-1, \quad (3.53)$$

gde je ponder svakog individualnog faktora jednak količniku $C_{m,j} / \sum_m C_{m,j}$. Polazeći od pretpostavke (3.52), moguće je dokazati da važi relacija:

$$E(C_{i,I} | C_{i,1}, \dots, C_{i,I-1}) = E(C_{i,I} | C_{i,I-1}) = C_{i,I+1-i} f_{I+1-i} \cdot \dots \cdot f_{I-1}, \quad 1 \leq i \leq I. \quad (3.54)$$

Korišćenjem osobine uslovnog matematičkog očekivanja, shodno kojoj, za proizvoljne promenljive X i Y važi: $E(X) = E(E(X|Y))$ i usvajanjem skraćene notacije, prema kojoj je $E(C_{i,I} | D) = E_i(C_{i,I})$, dokaz relacije (3.54) podrazumeva iterativni razvoj očekivane vrednosti unazad, do najkasnije poznate opservacije:

$$\begin{aligned} E(C_{i,I} | D) &= E_i(C_{i,I}) = E_i(E(C_{i,I} | C_{i,1}, \dots, C_{i,I-1})) = E_i(C_{i,I-1}) f_{I-1} = \\ &= E_i(E(C_{i,I-1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,I-2})) f_{I-1} = E_i(C_{i,I-2}) f_{I-2} f_{I-1} = \dots = C_{i,I+1-i} f_{I+1-i} \cdot \dots \cdot f_{I-1} \end{aligned} \quad (3.55)$$

Zamenom faktora razvoja njihovim ocenama u (3.54), konačan iznos šteta $C_{i,I}$ se projektuje samo na osnovu poslednje realizovane vrednosti $C_{i,I+1-i}$ za i -ti period nastanka šteta, primenom obrasca:⁴³⁰

$$\hat{C}_{i,I} = C_{i,I+1-i} \cdot \hat{f}_{I+1-i} \cdot \dots \cdot \hat{f}_{I-1}, \quad 2 \leq i \leq I. \quad (3.56)$$

Na osnovu obrazaca (3.51) i (3.56), ocena rezervi za štete koje su nastale u i -tom periodu je, prema metodi lančanih lestvica, jednaka:

$$\hat{R}_i = C_{i,I+1-i} \cdot (\hat{f}_{I+1-i} \cdot \dots \cdot \hat{f}_{I-1} - 1), \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.57)$$

gde su:

- $C_{i,I+1-i}$ - poznati iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja tekućeg kalendarskog perioda,
- $\hat{f}_{I+1-i}, \dots, \hat{f}_{I-1}$ - ocene faktora razvoja šteta za periode razvoja $I+1-i, \dots, I-1$.

Polazeći od međusobne nezavisnosti varijabli $C_{i,1}, \dots, C_{i,I}$ za različite periode nastanka šteta $i=1, \dots, I$, kao naredne implicitne pretpostavke metode lančanih lestvica, Mack (1993)

⁴³⁰ U kontekstu rešavanja nedoumice da li problem rezervisanja predstavlja problem statističkog ocenjivanja ili predviđanja, Merz i Wüthrich (2008) ističu da veličina $\hat{C}_{i,I}$, gde je $2 \leq i \leq I$, služi, istovremeno, i kao ocena očekivane vrednosti $E(C_{i,I} | C_{i,1}, \dots, C_{i,I+1-i})$ i kao projekcija stvarne vrednosti konačnog iznosa šteta $C_{i,I}$.

dokazuje da su dobijene ocene faktora razvoja nepristrasne i nekorelisane. Ukoliko sa B_j označimo sledeći skup elemenata *run-off* trougla: $B_j = \{C_{i,h} | h \leq j, i+h \leq I+1\} \subseteq D$, $1 \leq j \leq I$, prva navedena pretpostavka metode lančanih lestvica (3.52) može biti zapisana u obliku:

$$E(C_{i,j+1} | B_j) = E(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} f_j, \quad 1 \leq i \leq I-j, \quad (3.52a)$$

usled čega je:

$$E(\hat{f}_j | B_j) = \frac{E\left(\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j+1} | B_j\right)}{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} = \frac{f_j \sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}}{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} = f_j. \quad (3.58)$$

Iz pomenute osobine uslovnog matematičkog očekivanja proizilazi nepristrasnost ocene faktora razvoja:

$$E(\hat{f}_j) = E(E(\hat{f}_j | B_j)) = E(f_j) = f_j. \quad (3.59)$$

Na sličan način dokazuje se nekorelisanost ocena faktora razvoja \hat{f}_h i \hat{f}_j za $h < j$:⁴³¹

$$E(\hat{f}_h \hat{f}_j) = E(E(\hat{f}_h \hat{f}_j | B_j)) = E(\hat{f}_h E(\hat{f}_j | B_j)) = E(\hat{f}_h f_j) = E(\hat{f}_h) f_j = E(\hat{f}_h) E(\hat{f}_j). \quad (3.60)$$

Usled nepristrasnosti i međusobne nekorelisanosti ocena faktora razvoja, sledi da je:

$$E(\hat{C}_{i,I}) = C_{i,I+1-i} E(\hat{f}_{I+1-i} \cdot \dots \cdot \hat{f}_{I-1}) = C_{i,I+1-i} f_{I+1-i} \cdot \dots \cdot f_{I-1}. \quad (3.61)$$

Očekivana vrednost stvarnog konačnog iznosa šteta u odnosu na skup raspoloživih opservacija $D = \{C_{i,j} | i+j \leq I+1\}$ je, prema (3.54), upravo jednaka poslednjem izrazu, tj. $E(C_{i,I} | D) = C_{i,I+1-i} \cdot f_{I+1-i} \cdot \dots \cdot f_{I-1}$, iz čega proizilazi nepristrasnost ocene $\hat{C}_{i,I}$. Posledica navedenih dokaza je zaključak prema kome je metodom lančanih lestvica dobijena ocena rezervi $\hat{R}_i = \hat{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i}$ takođe nepristrasna ocena stvarnog iznosa rezervi $R_i = C_{i,I} - C_{i,I+1-i}$.

3.2.3.1.1. Prednosti i nedostaci metode lančanih lestvica

Metoda lančanih lestvica se odlikuje jednostavnošću primene, ali i lakoćom tumačenja dobijenih rezultata od strane šireg kruga zainteresovanih lica, izvan same aktuarske službe.

⁴³¹ Iako nekorelisane, ocene faktora razvoja šteta nisu međusobno nezavisne. Tačnije, kvadrati ocena sukcesivnih faktora razvoja \hat{f}_j i \hat{f}_{j+1} su međusobno negativno korelisani. Šire videti u: Wüthrich, M.V., Merz, M. (2008). *Stochastic claims reserving methods in insurance*. Chichester: John Wiley & Sons, str. 48.

Pošto je zasnovana na istorijskim podacima, koji su sadržani u trouglu razvoja, i na minimalnom broju aktuarskih pretpostavki, ovoj metodi se pripisuje visoki stepen objektivnosti. Time se objašnjava njeno favorizovanje od strane regulatora sektora osiguranja. Prednosti metode dolaze do punog izražaja u slučaju poslovnih linija koje karakterišu neznatne varijacije vrednosti individualnih faktora razvoja između perioda nastanka, odnosno razvoja šteta.

Logično polazište razmatranja ograničenja metode lančanih lestvica, sa druge strane, jeste ispunjenost pretpostavki na kojima se ona zasniva. Prva implicitna pretpostavka metode (3.52) može biti alternativno zapisana u obliku:

$$E(C_{i,j+1}/C_{i,j} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = f_j, \quad 1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq I-1. \quad (3.52b)$$

Metoda, dakle, pretpostavlja da je očekivana vrednost individualnih faktora razvoja $C_{i,j+1}/C_{i,j}$ u proseku jednaka f_j za sve periode nastanka šteta, ali i nezavisna od vrednosti neposredno prethodnog faktora razvoja $C_{i,j}/C_{i,j-1}$. Samim tim, njena primena nije adekvatna za trouglove razvoja u kojima su, za dati period razvoja, prisutne neuobičajeno visoke ili niske vrednosti individualnih faktora razvoja u pojedinim u odnosu na ostale periode nastanka šteta, kao ni ukoliko vrednosti tih faktora ispoljavaju odgovarajući trend u toku vremena.⁴³² U takvim situacijama, umesto *chain ladder* metode, moguća je primena obične metode triangulacije, kojom se ignorišu ekstremne vrednosti individualnih faktora $f_{i,j}$ pri izračunavanju ocene faktora razvoja \hat{f}_j , kao njihovog proseka, odnosno, projektuju buduće vrednosti tih faktora, na osnovu ocenjene funkcije trenda po kolonama *run-off* trougla.⁴³³

Druga implicitna pretpostavka metode, koja se tiče međusobne nezavisnosti iznosa šteta po periodima njihovog nastanka, takođe ne mora biti ispunjena u svim situacijama. Različiti egzogeni faktori mogu jednako delovati na štete u većem broju kalendarskih perioda, i time dovesti do narušavanja date pretpostavke u praksi. Njihov uticaj se odražava kroz varijacije podataka o štetama između perioda njihovog nastanka, tj. redova *run-off* trougla (npr. po osnovu promena obima portfelja, njegove strukture, standarda prezimanja, odnosno, zadržavanja rizika, ili pravne regulative), ili kroz varijacije podataka između perioda rešavanja šteta, tj. dijagonala *run-off* trougla (npr. usled promena u ažurnosti rešavanja šteta ili stope inflacije). Usvajajući navedenu pretpostavku, metoda lančanih

⁴³² Wüthrich, Merz, *op. cit.*, str. 36.

⁴³³ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. E9.1.-E9.3.

lestvica jednostavno podrazumeva da uticaj navedenih egzogenih faktora nije prisutan, ili je toliko mali da može biti potpuno zanemaren pri analizi postojećeg i projekciji budućeg razvoja šteta. Međutim, u cilju veće pouzdanosti rezultata rezervisanja, identifikovano dejstvo takvih faktora na podatke trougla razvoja mora biti prethodno otklonjeno, primenom odgovarajućih metoda (o kojima će biti više reči u nastavku rada) ili jednostavnom eliminacijom, odnosno prilagođavanjem, pojedinih podataka.⁴³⁴

Zbog isuviše velikog broja parametara koji se ocenjuju,⁴³⁵ rezultati *chain ladder* metode su veoma osetljivi na varijacije u podacima koji se odnose na kasnije periode razvoja, odnosno, nastanka šteta.⁴³⁶ Njihova nestabilnost se ispoljava između obračunskih perioda, pri svakom dodavanju nove dijagonale opservacija raspoloživom trouglu razvoja, kada se značajno menja ocena konačnog iznosa šteta i , samim tim, i rezervi za štete. Validnost rezultata može biti dovedena u pitanje činjenicom da se ocene poslednjih faktora razvoja u posmatranom trouglu razvoja $(\hat{f}_{I-3}, \hat{f}_{I-2}, \hat{f}_{I-1})$ zasnivaju na veoma malom broju opservacija. Faktor razvoja f_{I-1} , na primer, se ocenjuje na osnovu samo jedne opservacije koja se odnosi na I -

ti period razvoja $(\hat{f}_{I-1} = \frac{C_{1,I}}{C_{1,I-1}} = \frac{C_{1,I-1} + S_{1,I}}{C_{1,I-1}})$, a zatim odražava na projekciju konačnog

iznosa šteta po svakom od perioda njihovog nastanka, čak iako data opservacija nije tipična. Navedeni nedostatak utoliko više dolazi do izražaja imajući u vidu da, u praktičnim primenama, metoda lančanih lestvica podrazumeva da se razvoj šteta koje potiču iz najranijeg perioda nastanka završava u poslednjem obuhvaćenom periodu razvoja. Za kalendarske periode koje slede, individualni faktori razvoja date kohorte šteta izjednačavaju se sa jedinicom. Međutim, ukoliko kompanija nema dovoljno obimno iskustvo u pružanju odgovarajuće vrste osiguranja, ili je reč o vrsti osiguranja sa dugim repom, *chain ladder* metoda mora biti dopunjena modeliranjem repnog faktora, što je poseban predmet analize kasnijeg dela rada.

Istovremeno, obračun faktora razvoja na bazi kumulativnih iznosa šteta implicira preterani uticaj iskustva iz ranijih perioda razvoja na ocenu konačnog iznosa šteta po svakom od perioda njihovog nastanka.⁴³⁷ Samo jedna opservacija $C_{1,1} = S_{1,1}$ ne predstavlja

⁴³⁴ Mak (1997), *op. cit.*, str. 201.

⁴³⁵ Christofides, S. (1990). „Regression Models Based on Log-incremental Payments“. *Claims Reserving Manual*, Vol. 2, London: Institute of Actuaries, str. D5.45.

⁴³⁶ Renshaw, A.E. (1989). „Chain ladder and interactive modelling“. *Journal of the Institute of Actuaries*, 116, str. 568.

⁴³⁷ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 521.

dovoljno pouzdanu osnovu projektovanja konačnog iznosa šteta koje potiču iz poslednjeg obuhvaćenog perioda nastanka ($C_{i,t}$). Poseban problem nastaje ukoliko je odnosna veličina jednaka nuli, što bi rezultovalo nultom ocenjenom vrednošću rezervi R_t , iako je logično da učešće rezervi za štete koje potiču iz poslednjih perioda nastanka u ukupnim rezervama bude dominantno.⁴³⁸ Stoga, stabilnost dobijenih ocena rezervi može biti povećana kombinovanjem oskudnog iskustva u pogledu razvoja šteta iz kasnijih perioda nastanka sa eksternim informacijama u pogledu očekivanog racija šteta, u okviru *Bornhuetter-Ferguson* metode.

Posmatrano sa teorijskog aspekta, deterministička metoda lančanih lestvica rezultuje samo tačkastom ocenom konačnog iznosa šteta $C_{i,t}$, odnosno rezervi za štete R_t . Iako su ocene koje metoda koristi nepristrasne, njihova vrednost, u svakom konkretnom slučaju, nije jednaka stvarnoj vrednosti datih veličina. Međutim, bez uvođenja dodatnih pretpostavki, o čemu će biti više reči u nastavku rada, na osnovu ove metode nije moguće sagledati grešku do koje dolazi prilikom ocenjivanja obaveza za nastale, ali neprijavljene štete. Pošto ne pruža uvid u odstupanja stvarnih od očekivanih iznosa šteta, u uslovima isključive primene metode lančanih lestvica izostaje osnov za merenje rizika adekvatnosti rezervi za pokriće odnosnih šteta.⁴³⁹ Uvažavajući obrazložene nedostatke, u cilju poboljšanja rezultata rezervisanja, *chain ladder* metodu treba primenjivati oprezno, u kombinaciji sa alternativnim kompleksnijim metodama rezervisanja i subjektivnim rasuđivanjem aktuara, na bazi njegovog iskustva i ekspertize.

3.2.3.2. Metoda očekivanog racija šteta

Metoda očekivanog racija šteta se zasniva na odgovarajućoj ciljanoj vrednosti racija šteta, kao količnika konačnog iznosa šteta i zarađenih premija,⁴⁴⁰ za datu poslovnu liniju čije se rezerve za štete utvrđuju. Za unapred definisani racio šteta $E(s)$ i iznos zarađenih

⁴³⁸ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. G8.1.

⁴³⁹ Kočović, J., Rajić, V., Jovović, M. (2012). „Prednosti i nedostaci Chain Ladder metoda za procenu rezervi za štete“. *XXXIX Simpozijum o operacionim istraživanjima*, Zbornik radova, Ćirović, G. (ed.), Beograd: Visoka građevinsko-geodetska škola, str. 92.

⁴⁴⁰ U cilju razlikovanja u odnosu na uobičajeni racio šteta, koji se definiše na osnovu nastalih osiguranih šteta obračunskog perioda, i koristi u svrhe ocenjivanja rezultata poslovanja, racio šteta u okviru date metode rezervisanja se označava „konačnim“ racijom šteta (engl. *ultimate loss ratio*). Ukoliko su, pri tome, kohorte šteta formirane prema periodu izdavanja polise (umesto prema periodu nastanka štetnog događaja), kao mera izloženosti riziku koristi se fakturisana, umesto zarađene premije.

premija u i -tom periodu \tilde{P}_i , konačan kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka se ocenjuje prema:

$$\hat{C}_{i,I} = E(s) \cdot \tilde{P}_i, \quad 2 \leq i \leq I. \quad (3.62)$$

Iznosi ukupnih, odnosno IBNR rezervi, po pojedinim periodima nastanka šteta, u datoj liniji poslovanja, ocenjuju se u vidu razlike ocenjenog konačnog iznosa šteta i ukupnog iznosa šteta koje su već rešene, odnosno prijavljene, do kraja tekućeg perioda:

$$\hat{R}_i = E(s) \cdot \tilde{P}_i - C_{I+1-i}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.63)$$

gde su:

- \hat{R}_i - ocena rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka,
- $E(s)$ - očekivana vrednost racija šteta,
- \tilde{P}_i - iznos zarađenih premija u i -tom periodu,
- C_{I+1-i} - poznati iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja tekućeg kalendarskog perioda.

Očekivani racio šteta može biti određen na osnovu istorijskih vrednosti za kompaniju ili tržište u datoj poslovnoj liniji, uz uvažavanje predstojećih izmena tarifnih stopa.⁴⁴¹ Izbor između upotrebe razvoja šteta ili racija šteta, kao osnove projektovanja rezervi za štete, determinisan je očekivanom volatilnošću šteta.⁴⁴² Generalno, primenom očekivanog racija šteta izbegava se uticaj ekstremno velikih šteta na rezerve u slučaju malog raspoloživog broja podataka. Takođe, ova metoda je pogodna za nove, kao i poslovne linije sa neuobičajeno dugim repom. U slučaju relativno stabilnih linija, sa druge strane, oba pristupa daju približno isti rezultat.⁴⁴³

Ipak, nedostaci date metode se ogledaju u njenoj statičnoj prirodi i subjektivnosti određivanja očekivanog racija šteta, koji i sam varira pod uticajem ciklusa tržišta osiguranja. Poseban problem predstavlja činjenica da ocenjena vrednost konačnog iznosa šteta zavisi samo od perioda nastanka i , ali ne i od razvoja šteta tokom preostalog perioda od $(I-1)$ perioda, usled čega se ova metoda označava „naivnom“,⁴⁴⁴ a ocena rezervi kojom ona rezultuje - *a priori* ocenom.⁴⁴⁵

⁴⁴¹ Cockley *et al.*, *op. cit.*, str. 258.

⁴⁴² Bornhuetter, R.L., Ferguson, R.E. (1972). „The Actuary and IBNR“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society 1972: LIX*, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 186.

⁴⁴³ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. G8.4.

⁴⁴⁴ *Ibidem*, str. G2.1.

⁴⁴⁵ Struzzieri, Hussian, *op. cit.*, str. 359.

3.2.3.3. Bornhuetter - Ferguson metoda rezervisanja

Bornhuetter - Ferguson metoda rezervisanja⁴⁴⁶ kombinuje karakteristike metoda zasnovanih na istorijskom razvoju šteta i metode očekivanog racija šteta, u cilju korišćenja njihovih individualnih prednosti, odnosno izbegavanja njihovih nedostataka. Polazeći od inicijalne ocene konačnog iznosa šteta, utemeljene na eksternim informacijama i ekspertskom rasuđivanju, primenom faktora razvoja ocenjenih metodom lančanih lestvica na bazi *run-off* trougla prijavljenih iznosa šteta, dolazi se do ocene rezervi za nastale neprijavljene štete. Na osnovu obrasca (3.56), kojim se ocenjuje konačni kumulativni iznos šteta u okviru metode lančanih lestvica, proizilazi:

$$C_{i,I+1-i} = \hat{C}_{i,I}^{CL} \cdot \frac{1}{\hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{I-1}} = \hat{C}_{i,I}^{CL} \cdot \frac{1}{\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j}, \quad (3.64)$$

gde su:

- $C_{i,I+1-i}$ - poznati iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su prijavljene do kraja tekućeg kalendarskog perioda,
- $\hat{C}_{i,I}^{CL}$ - ocena konačnog kumulativnog iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, prema metodi lančanih lestvica,
- $\hat{f}_{I+1-i}, \dots, \hat{f}_{I-1}$ - ocene faktora razvoja šteta za periode razvoja $I+1-i, \dots, I-1$.

Koeficijent $1 / \prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j$ može biti posmatran kao udeo prijavljenih u ocenjenim konačnim kumulativnim štetama koje potiču iz i -tog perioda nastanka. Kao što je već naglašeno, metoda očekivanog racija šteta projektuje konačan iznos šteta $\hat{C}_{i,I}^{LR}$ na osnovu podataka koji se odnose na period njihovog nastanka (i), a ne na tekući period. Još uvek neprijavljene štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka, za koje je potrebno izdvojiti IBNR rezerve $\hat{R}_{i,I}^{BF}$ su, nakon proteka $(I+1-i)$ perioda razvoja, jednake:

$$\hat{C}_{i,I}^{LR} - C_{i,I+1-i} = \hat{C}_{i,I}^{LR} \left(1 - \frac{1}{\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j} \right) = \hat{R}_{i,I}^{BF}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.65)$$

gde su:

⁴⁴⁶ Metoda je nazvana prema dvojici američkih aktuara koji su njenu praktičnu primenu, na konkretnim kumulativnim podacima o prijavljenim štetama, prvobitno obrazložili 1972. godine. Šire videti u: Bornhuetter, Ferguson, *op. cit.*, str. 181-195.

- $\hat{C}_{i,I}^{LR}$ - ocena konačnog kumulativnog iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, prema metodi očekivanog racija šteta,
- $C_{i,I+1-i}$ - poznati iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su prijavljene do kraja tekućeg kalendarskog perioda,
- $\hat{f}_{I+1-i}, \dots, \hat{f}_{I-1}$ - ocene faktora razvoja šteta za periode razvoja $I+1-i, \dots, I-1$,
- $\hat{R}_{i,I}^{BF}$ - ocena rezervi za nastale neprijavljene štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka, prema *Bornbuetter - Ferguson* metodi.

Konačan kumulativni iznos šteta *Bornbuetter - Ferguson* metodi, u oznaci $\hat{C}_{i,I}^{BF}$, ocenjuje se u vidu sume prijavljenih i ocenjenih neprijavljenih šteta:

$$\hat{C}_{i,I}^{BF} = C_{i,I+1-i} + \hat{C}_{i,I}^{LR} \left(1 - \frac{1}{\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j} \right) = \hat{C}_{i,I}^{CL} \cdot \frac{1}{\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j} + \hat{C}_{i,I}^{LR} \left(1 - \frac{1}{\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j} \right). \quad (3.66)$$

Dakle, $\hat{C}_{i,I}^{BF}$ predstavlja ponderisani prosek konačnih kumulativnih iznosa šteta ocenjenih metodom lančanih lestvica i metodom očekivanog racija šteta, respektivno. U duhu *Bayes*-ove analize, na *a priori* očekivanjima zasnovana ocena konačnog iznosa šteta se koriguje *a posteriori* iskustvom i konvergira ka stvarnom iznosu tih šteta.⁴⁴⁷ Protekom vremena u odnosu na period nastanka šteta, smanjuje se broj činilaca i vrednost proizvoda ocenjenih faktora razvoja $\prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j$. Posledično, ponder ocene konačnog iznosa šteta dobijene metodom lančanih lestvica se povećava, dok se ponder ocene dobijene metodom očekivanog racija šteta smanjuje. Ocena konačnog iznosa šteta nastalih u ranijim periodima dominantno je determinisana iskustvenim razvojem sadržanim u trouglu razvoja, dok konačnu ocenu šteta nastalih u kasnijim periodima, koje karakteriše manji broj raspoloživih podataka, u relativno većoj meri određuje očekivani racio šteta.

Zbog načina obračuna pondera, *Bornbuetter - Ferguson* metoda ne može biti korišćena ukoliko je proizvod faktora razvoja manji od jedinice. Takva situacija je moguća u kompanijama sa konzervativnom politikom formiranja rezervi za poznate štete, kao i u linijama poslovanja u kojima osiguravač, po isplaćenju naknadi, može imati pravo regresa prema licu koje je odgovorno za štetu i pravo na prodaju oštećenih imovinskih vrednosti

⁴⁴⁷ Blum, K., Otto, D. (1998). „Best Estimate Loss Reserving: An Actuarial Perspective“. *CAS Forum Fall 1998*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 70.

(npr. u osiguranju od autoodgovornosti).⁴⁴⁸ Razlozi opreznosti nalažu da dobijene negativne ocenjene vrednosti rezervi za pojedinačne periode nastanka šteta budu zanemarene, njihovim jednostavnim izjednačavanjem sa nulom, kako bi se izbeglo smanjenje ukupnog iznosa rezervi po tom osnovu.⁴⁴⁹ Takođe, metoda nije pouzdana ukoliko rezerve za poznate štete ostvaruju veliko učešće u ukupnim prijavljenim štetama, jer dodeljuje neopravdano visok ponder oceni dobijenoj metodom lančanih lestvica. Kao moguće rešenje ovih problema, predlaže se upotreba alternativnih pondera, koji bi bili zasnovani na podacima o plaćenim, umesto o prijavljenim štetama.⁴⁵⁰ Konačno, iako korisne kao dopuna, a u izvesnim situacijama čak i neophodne kao zamena metode lančanih lestvica, *Bornhuetter - Ferguson* metoda i metoda očekivanog racija šteta takođe dele važan nedostatak, kojim se umanjuje njihova upotrebna vrednost u kontekstu pouzdane evaluacije solventnosti osiguravača. Naime, date metode ne pružaju informaciju o preciznosti dobijene ocene rezervi za štete, i samim tim, ne doprinose merenju rizika dovoljnosti rezervi. Stoga se javlja potreba za odgovarajućom stohastičkom metodom rezervisanja, koja će biti predmet analize u nastavku rada.

3.2.3.4. Mack-ova metoda rezervisanja

Ocenjeni iznosi rezervi za štete, koji se dobijaju različitim metodama rezervisanja, u manjoj ili većoj meri odstupaju od rezultata primene metode lančanih lestvica. Kako bi se ispitala značajnost datih odstupanja, potrebno je odrediti standardnu grešku ocenjivanja (ili, preciznije, predviđanja) rezervi metodom lančanih lestvica. Pokušaji da se identifikuje stohastički model koji se nalazi u osnovi determinističke metode lančanih lestvica se pronalaze u mnoštvu radova iz oblasti aktuarstva.⁴⁵¹ U zavisnosti od postojanja pretpostavke o obliku raspodele iznosa šteta, moguće je razlikovati parametarske pristupe i pristupe u kojima takva pretpostavka nije prisutna. Na primer, *de Vylder* (1978) svoj model zasniva na pretpostavci da međusobno nezavisni inkrementalni iznosi šteta slede normalnu

⁴⁴⁸ Brown, Gottlieb, *op. cit.*, str. 61.

⁴⁴⁹ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. G4.3.

⁴⁵⁰ Gluck, S.M. (1997). „Balancing Development and Trend in Loss Reserve Analysis“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society* 1997: LXXXIV, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 504.

⁴⁵¹ Dodatni podsticaj za pronalaženje odgovarajućeg stohastičkog modela, iz koga bi mogao biti izveden tako jednostavan algoritam određivanja rezervi za štete, proizilazi iz činjenice da poreklo metode lančanih lestvica nije objašnjeno u dosadašnjoj literaturi iz oblasti aktuarstva, zbog čega se ona smatra prevashodno heurističkom metodom. Šire videti u: Kaas *et al.*, *op. cit.*, str. 268.

raspodelu.⁴⁵² Sa druge strane, *Zehnwirth* (1989), *Renshaw* (1989), *Christofides* (1990) i *Verrall* (1991) pretpostavljaju da je raspodela iste veličine log-normalna, dok *Renshaw* i *Verrall* (1998) dokazuju da je u pitanju specijalan oblik *Poisson*-ove raspodele, čija varijansa nije jednaka, već proporcionalna očekivanoj vrednosti. Jedan od najpoznatijih parametarskih modela za izračunavanje greške ocenjivanja IBNR rezervi u osiguranju motornih vozila, koji je zasnovan na pretpostavci o gama raspodeli iznosa šteta, formulisao je *Mack* (1991). U kasnijim radovima, u date svrhe se uvodi negativna binomna raspodela,⁴⁵³ ili njena normalna aproksimacija.⁴⁵⁴ Pri poređenju sa tradicionalnom metodom lančanih lestvica, primena navedenih stohastičkih metoda može rezultovati bitno različitim ocenjenim iznosima rezervi za štete⁴⁵⁵ i pretežno je ograničena na međusobno nezavisne i striktno pozitivne inkrementalne iznose šteta.⁴⁵⁶

Imajući u vidu nedostatke prethodno formulisanih pristupa, ali i izrazitu kompleksnost njihove upotrebe, *Mack* (1993) je razvio jednostavan obrazac za izračunavanje srednje kvadratne greške predviđanja (engl. *mean squared prediction error*) rezervi za štete metodom lančanih lestvica. Njegov pristup ne pretpostavlja konkretan oblik raspodele iznosa šteta i , pored standardne greške predviđanja rezervi po pojedinim periodima nastanka šteta, omogućuje da se odredi standardna greška predviđanja ukupnog iznosa rezervi za štete. Prilikom izvođenja odgovarajućih obrazaca, biće korišćena prethodno uvedena notacija. Stoga, veličina $C_{i,j}$ označava kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka ($i = 1, \dots, I$), a koje su rešene (ili prijavljene) do kraja j -tog perioda razvoja ($j = 1, \dots, J$), pri čemu je $I = J$. U opštem slučaju, srednja kvadratna greška predviđanja proizvoljne slučajne promenljive X na osnovu \hat{X} se definiše kao očekivana vrednost kvadrata odstupanja projekcije \hat{X} od stvarne vrednosti promenljive: $skg_X(\hat{X}) = E(X - \hat{X})^2$.⁴⁵⁷ Polazeći od datog

⁴⁵² De Vylder, F. (1978). „Estimation of IBNR Claims by Least Squares“. *Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker*, str. 249-254. Citirano prema: Mack, T. (1994b). „Which Stochastic Model is Underlying the Chain Ladder Method?“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 15(2-3), str. 134.

⁴⁵³ Verrall, R.J. (2000). „An investigation into stochastic claims reserving models and the chain - ladder technique“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 26(1), str. 97.

⁴⁵⁴ England, Verrall (2002), *op cit.*, str. 452.

⁴⁵⁵ England, P., Verrall, R. (1999). „Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 25(3), str. 288.

⁴⁵⁶ Izuzetno, model koji su definisali Renshaw i Verrall (1998) može biti primenjen kada postoje negativni inkrementalni iznosi šteta, ali samo pod uslovom da je njihov zbir u svakoj od kolona *run-off* trougla pozitivan.

⁴⁵⁷ Iako u svojim radovima Mack (1993, 1994a) koristi srednju kvadratnu grešku ocenjivanja, kasniji autori ističu da je, u date svrhe, adekvatnija primena srednje kvadratne greške predviđanja. Navedena terminološka protivrečnost je rezultat zanemarivanja već istaknute činjenice da problem rezervisanja suštinski predstavlja problem predviđanja budućih šteta i potrebnih rezervi za štete, na bazi podataka iz prošlosti. Kao mera varijabilneta tog predviđanja, srednja kvadratna greška predviđanja uzima u obzir ne samo neizvesnost u

obrasca, Mack (1993) definiše srednju kvadratnu grešku predviđanja stvarnog konačnog iznosa šteta $C_{i,I}$ na osnovu $\hat{C}_{i,I}$, uslovno u odnosu na skup D raspoloživih opservacija u datom trenutku posmatranja. Za $D = \{C_{i,j} | i + j \leq I + 1\}$, srednja kvadratna greška predviđanja konačnog iznosa šteta je jednaka:

$$skg_{C_{i,I}|D}(\hat{C}_{i,I}) = E\left(\left(C_{i,I} - \hat{C}_{i,I}\right)^2 | D\right), \quad (3.67)$$

za pojedinačne periode nastanka šteta, odnosno

$$skg_{\sum_{i=2}^I C_{i,I}|D}\left(\sum_{i=2}^I \hat{C}_{i,I}\right) = E\left(\left(\sum_{i=2}^I C_{i,I} - \sum_{i=2}^I \hat{C}_{i,I}\right)^2 | D\right), \quad (3.68)$$

za ukupan iznos šteta datog portfelja.

U cilju daljeg obračuna srednje kvadratne greške predviđanja rezervi za štete, potrebno je uvesti dodatnu implicitnu pretpostavku metode lančanih lestvica. Već je prethodno uočeno da ocena faktora razvoja, prema toj metodi, predstavlja ponderisani prosek individualnih faktora razvoja. Ponderi $C_{i,j} / \sum_i C_{i,j}$ su izabrani na način kojim se minimizira varijansa ocene \hat{f}_j , što se postiže ako i samo ako je korišćeni ponder inverzno proporcionalan u odnosu na $Var(C_{i,j+1} / C_{i,j} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j})$.⁴⁵⁸ Iz činjenice da su dati ponderi direktno proporcionalni $C_{i,j}$, proizilazi relacija:

$$Var(C_{i,j+1} / C_{i,j} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = \sigma_j^2 / C_{i,j}. \quad (3.69)$$

Pošto je $C_{i,j}$ poznata veličina (konstanta), na osnovu osobine varijanse $Var(cX) = c^2 Var(X)$, treća implicitna pretpostavka metode lančanih lestvica (3.69) može biti prikazana na sledeći način:

$$Var(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} \sigma_j^2, \quad 1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq I - 1, \quad (3.69a)$$

gde su σ_j^2 , $1 \leq j \leq I - 1$ nepoznati parametri, za koje se koristi nepristrasna ocena:⁴⁵⁹

pogledu ocenjivanja parametara, već i volatilitnost koja je imanentna podacima na osnovu kojih se predviđanje vrši. Drugim rečima, standardna greška predviđanja rezervi za štete odgovara standardnoj devijaciji raspodele stvarnog iznosa rezervi, i kao takva je, logično, veća od standardne greške ocenjivanja, koja odgovara standardnoj devijaciji raspodele ocene rezervi. Šire videti u: England, Verrall (2002), *op. cit.*, str. 464.

⁴⁵⁸ Dokaz videti u: Mack, T. (1994a). „Measuring the Variability of Chain Ladder Reserve Estimates“. *CAS Forum Spring 1994*, Vol. 1, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 140-141.

⁴⁵⁹ Dokaz videti u: Mack (1994a), *op. cit.*, str. 151-152.

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{I-j-1} \sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j} (f_{i,j} - \hat{f}_j)^2, \quad 1 \leq j \leq I-2, \quad (3.70)$$

gde $f_{i,j} = C_{i,j+1} / C_{i,j}$ označava individualne faktore razvoja, koji su izračunati na bazi *run-off* trougla. Kako prikazani obrazac ne može biti korišćen za period razvoja $j = I-1$, potrebno je zasebno oceniti parametar σ_{I-1}^2 . Njegova vrednost se aproksimira na osnovu proporcije $\hat{\sigma}_{I-3} : \hat{\sigma}_{I-2} = \hat{\sigma}_{I-2} : \hat{\sigma}_{I-1}$, uz uslov da je $\hat{\sigma}_{I-3} > \hat{\sigma}_{I-2}$. Stoga se, u praktičnim primenama, najčešće se koristi pravilo:

$$\hat{\sigma}_{I-1}^2 = \min \left(\frac{\hat{\sigma}_{I-2}^4}{\hat{\sigma}_{I-3}^2}, \min(\hat{\sigma}_{I-3}^2, \hat{\sigma}_{I-2}^2) \right). \quad (3.71)$$

Izuzetno, ukoliko je $\hat{f}_{I-1} = 1$ i ako se očekuje završetak razvoja šteta nakon perioda $(I-1)$, moguće je $\hat{\sigma}_{I-1}$ izjednačiti sa nulom.⁴⁶⁰ Pošto se stvarni iznos rezervi za štete po pojedinim periodima nastanka šteta $R_i = C_{i,I} - C_{i,I+1-i}$, primenom metode lančanih lestvica, ocenjuje pomoću $\hat{R}_i = \hat{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i}$, uočljivo je da važi:

$$E\left((R_i - \hat{R}_i)^2 | D\right) = E\left((C_{i,I} - \hat{C}_{i,I})^2 | D\right), \quad (3.72)$$

usled čega je

$$skg_{R_i|D}(\hat{R}_i) = skg_{C_{i,I}|D}(\hat{C}_{i,I}), \quad (3.73)$$

gde su:

- R_i - stvarni iznos rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka,
- \hat{R}_i - ocena rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka,
- $C_{i,I}$ - stvarni konačni kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda,
- $\hat{C}_{i,I}$ - ocena konačnog kumulativnog iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda,
- $skg_{R_i|D}(\hat{R}_i)$ - srednja kvadratna greška predviđanja iznosa rezervi za štete R_i na osnovu \hat{R}_i , uslovno u odnosu na skup D raspoloživih opservacija,
- $skg_{C_{i,I}|D}(\hat{C}_{i,I})$ - srednja kvadratna greška predviđanja konačnog iznosa šteta $C_{i,I}$ na osnovu $\hat{C}_{i,I}$, uslovno u odnosu na skup D raspoloživih opservacija.

Slično, za srednju kvadratnu grešku predviđanja ukupnog iznosa rezervi za štete $R = \sum_{i=2}^I R_i$ na osnovu $\hat{R} = \sum_{i=2}^I \hat{R}_i$ važi relacija:

⁴⁶⁰ Mack (1993), *op. cit.*, str. 217.

$$skg_{R|D}(\hat{R}) = skg_{\sum_{i=2}^I C_{i,I}|D} \left(\sum_{i=2}^I \hat{C}_{i,I} \right). \quad (3.74)$$

Na osnovu opšte relacije: $E(X - c)^2 = Var(X) + (E(X) - c)^2$ i njenog daljeg uopštavanja: $E((X - g(Y))^2 | Y) = Var(X|Y) + (E(X|Y) - g(Y))^2$, s obzirom da je veličina $\hat{C}_{i,I}$ funkcija skupa poznatih opservacija D ,⁴⁶¹ srednja kvadratna greška predviđanja konačnog iznosa šteta $(skg_{C_{i,I}|D}(\hat{C}_{i,I}))$, odnosno rezervi za štete $(skg_{R_i|D}(\hat{R}_i))$ koje potiču iz i -tog perioda nastanka, može biti posmatrana u vidu zbira tzv. varijanse procesa (kao kvadrata slučajne, stohastičke greške) i varijanse ocenjivanja (kao kvadrata greške ocenjivanja parametara):

$$skg_{C_{i,I}|D}(\hat{C}_{i,I}) = Var(C_{i,I}|D) + (E(C_{i,I}|D) - \hat{C}_{i,I})^2 = skg_{R_i|D}(\hat{R}_i). \quad (3.75)$$

Varijansa procesa, kao neminovna posledica stohastičke prirode razvoja šteta, odražava rizik procesa, dok varijansa ocenjivanja, kao posledica zamene stvarnih vrednosti faktora razvoja šteta njihovim ocenama, odražava rizik parametara, kao dve komponente rizika rezervisanja.⁴⁶² Primena srednje kvadratne greške predviđanja rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda (opisane obrascem 3.75) u praksi podrazumeva njeno prethodno ocenjivanje, zasebnim posmatranjem i ocenjivanjem njenih sastavnih elemenata. Najpre, usvajanjem skraćene notacije, prema kojoj je $E(C_{i,I}|D) = E_i(C_{i,I})$ i $Var(C_{i,I}|D) = V_i(C_{i,I})$, uvažavajući poznate osobine matematičkog očekivanja $E(X) = E(E(X|Y))$, odnosno varijanse slučajne promenljive $Var(X) = E(Var(X|Y)) + Var(E(X|Y))$, kao i relacije (3.52) i (3.69a), varijansa procesa može biti prikazana u sledećem obliku:

$$\begin{aligned} Var(C_{i,I}|D) &= V_i(C_{i,I}) = E_i(Var(C_{i,I}|C_{i,1}, \dots, C_{i,I-1})) + V_i(E(C_{i,I}|C_{i,1}, \dots, C_{i,I-1})) = \\ &= E_i(C_{i,I-1})\sigma_{I-1}^2 + V_i(C_{i,I-1})f_{I-1}^2 = \\ &= E_i(E(C_{i,I-1}|C_{i,1}, \dots, C_{i,I-2}))\sigma_{I-1}^2 + E_i(Var(C_{i,I-1}|C_{i,1}, \dots, C_{i,I-2}))f_{I-1}^2 + V_i(E(C_{i,I-1}|C_{i,1}, \dots, C_{i,I-2}))f_{I-1}^2 = \\ &= E_i(C_{i,I-2})f_{I-2}\sigma_{I-1}^2 + E_i(C_{i,I-2})\sigma_{I-2}^2 f_{I-2}^2 + V_i(C_{i,I-2})f_{I-2}^2 f_{I-1}^2 = \\ &= E_i(C_{i,I-3})f_{I-3}f_{I-2}\sigma_{I-1}^2 + E_i(C_{i,I-3})f_{I-3}\sigma_{I-2}^2 f_{I-1}^2 + E_i(C_{i,I-3})\sigma_{I-3}^2 f_{I-2}^2 f_{I-1}^2 + V_i(C_{i,I-3})f_{I-3}^2 f_{I-2}^2 f_{I-1}^2 = \\ &= \dots = C_{i,I+1-i} \left(\sum_{j=I+1-i}^{I-1} f_{j+1-i} \dots f_{j-1} \sigma_j^2 f_{j+1}^2 \dots f_{I-1}^2 \right) \end{aligned} \quad (3.76)$$

Dakle, izraz za varijansu procesa $Var(C_{i,I}|D)$ se razvija rekurzivno, od $(I-1)$ -vog do $(I+1-i)$ -tog perioda razvoja. Pošto je vrednost $C_{i,I+1-i}$ poznata, važi: $E_i(C_{i,I+1-i}) = C_{i,I+1-i}$

⁴⁶¹ Mak (1997), *op. cit.*, str. 203.

⁴⁶² Panning, *op. cit.*, str. 245.

i $Var(C_{i,I+1-i})=0$. Ocena prvog elementa srednje kvadratne greške može biti dobijena jednostavnom zamenom parametara f_j i σ_j^2 u obrascu (3.76) njihovim ocenama \hat{f}_j i $\hat{\sigma}_j^2$:

$$\begin{aligned} \hat{Var}(C_{i,I}|D) &= C_{i,I+1-i} \left(\sum_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{j-1} \hat{\sigma}_j^2 \hat{f}_{j+1}^2 \cdots \hat{f}_{I-1}^2 \right) = C_{i,I+1-i} \left(\sum_{j=I+1-i}^{I-1} \frac{\hat{C}_{i,j}}{C_{I+1-i}} \hat{\sigma}_j^2 \frac{\hat{C}_{i,I}^2}{C_{I+1-i}^2 \hat{f}_{I+1-i}^2 \cdots \hat{f}_{j-1}^2 \hat{f}_j^2} \right) = \\ &= C_{i,I+1-i} \left(\sum_{j=I+1-i}^{I-1} \frac{\hat{C}_{i,j}}{C_{I+1-i}} \hat{\sigma}_j^2 \frac{\hat{C}_{i,I}^2}{\hat{C}_{i,j}^2 \hat{f}_j^2} \right) = \hat{C}_{i,I}^2 \sum_{j=I+1-i}^{I-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{C}_{i,j} \hat{f}_j} \end{aligned} \quad (3.77)$$

gde je $\hat{C}_{i,j} = C_{i,I+1-i} \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{j-1}$ za $j > I+1-i$ i $\hat{C}_{i,I+1-i} = C_{i,I+1-i}$. Pošto je prethodno već dokazano da važi: $E_i(C_{i,I}|D) = C_{i,I+1-i} f_{I+1-i} \cdots f_{I-1}$, varijansa ocenjivanja, kao drugi element srednje kvadratne greške predviđanja rezervi, može biti prikazana u obliku:

$$\begin{aligned} (E(C_{i,I}|D) - \hat{C}_{i,I})^2 &= (C_{i,I+1-i} f_{I+1-i} \cdots f_{I-1} - C_{i,I+1-i} \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{I-1})^2 = \\ &= C_{i,I+1-i}^2 \cdot (f_{I+1-i} \cdots f_{I-1} - \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{I-1})^2 \end{aligned} \quad (3.78)$$

Zamena parametara f_j njihovim ocenama u prikazanom obrascu (3.78) dovela bi do izjednačavanja posmatrane veličine sa nulom. Stoga se, u svrhe ocenjivanja drugog elementa srednje kvadratne greške predviđanja rezervi, uvodi pomoćna veličina F :

$$F = f_{I+1-i} \cdots f_{I-1} - \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{I-1} = S_{I+1-i} + \dots + S_{I-1}, \quad (3.79)$$

pri čemu je

$$S_j = \hat{f}_{I+1-i} \cdots \hat{f}_{j-1} (f_j - \hat{f}_j) f_{j+1} \cdots f_{I-1}, \quad (3.80)$$

zbog čega je

$$F^2 = (S_{I+1-i} + \dots + S_{I-1})^2 = \sum_{j=I+1-i}^{I-1} S_j^2 + 2 \sum_{h < j} S_h S_j. \quad (3.81)$$

Vrednosti S_j^2 i $S_h S_j$, $h < j$ mogu biti aproksimirane uprosečavanjem nad skupom poznatih opservacija $B_j = \{C_{i,h} | h \leq j, i+h \leq I+1\}$, $1 \leq j \leq I$, putem uslovnih matematičkih očekivanja $E(S_j^2 | B_j)$ i $E(S_h S_j | B_j)$. Iz nepristrasnosti ocene \hat{f}_j faktora razvoja f_j , proizilazi da je $E(S_h S_j | B_j) = 0$ za $h < j$, zbog čega se F^2 izjednačava sa $\sum_j E(S_j^2 | B_j)$.

Pošto, za j -ti period razvoja, B_j predstavlja skup poznatih iznosa šteta, moguće je zapisati:

$$E(S_j^2 | B_j) = E\left(\hat{f}_{I+1-i}^2 \cdots \hat{f}_{j-1}^2 (f_j - \hat{f}_j)^2 f_{j+1}^2 \cdots f_{I-1}^2\right) = \hat{f}_{I+1-i}^2 \cdots \hat{f}_{j-1}^2 E(f_j - \hat{f}_j)^2 f_{j+1}^2 \cdots f_{I-1}^2 \quad (3.82)$$

Iz pretpostavke metode lančanih lestvica o međusobnoj nezavisnosti perioda nastanka šteta proizilazi:

$$E\left((f_j - \hat{f}_j)^2 | B_j\right) = V(\hat{f}_j | B_j) = \frac{V\left(\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j+1} | B_j\right)}{\left(\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}\right)^2} = \frac{\sum_{m=1}^{l-j} V(C_{m,j+1} | B_j)}{\left(\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}\right)^2} = \frac{\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j} \sigma_j^2}{\left(\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}\right)^2} = \frac{\sigma_j^2}{\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}}, \quad (3.83)$$

na osnovu čega je:

$$E(S_j^2 | B_j) = \hat{f}_{l+1-i}^2 \cdot \dots \cdot \hat{f}_{j-1}^2 \frac{\sigma_j^2}{\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}} \cdot f_{j+1}^2 \cdot \dots \cdot f_{l-1}^2. \quad (3.84)$$

Ocena veličine F^2 sada može biti dobijena zamenom parametara f_j i σ_j^2 njihovim ocenama:

$$\hat{F}^2 = \sum_{j=l+1-i}^{l-1} \left(\hat{f}_{l+1-i}^2 \cdot \dots \cdot \hat{f}_{j-1}^2 \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}} \cdot \hat{f}_{j+1}^2 \cdot \dots \cdot \hat{f}_{l-1}^2 \right) = \hat{f}_{l+1-i}^2 \cdot \dots \cdot \hat{f}_{l-1}^2 \sum_{j=l+1-i}^{l-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2 \sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}}, \quad (3.85)$$

prema čemu je ocena drugog elementa srednje kvadratne greške predviđanja rezervi R_i jednaka:

$$\left(E(C_{i,l} | D) - \hat{C}_{i,l}\right)^2 = C_{i,l+1-i}^2 \hat{F}^2 = \hat{C}_{i,l}^2 \sum_{j=l+1-i}^{l-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2 \sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}}. \quad (3.86)$$

Na osnovu relacija (3.77) i (3.86) dolazi se do konačnog obrasca za izračunavanje ocene srednje kvadratne greške predviđanja rezervi za štete koje su nastale u i -tom periodu:

$$\hat{skg}_{R_i|D}(\hat{R}_i) = \hat{C}_{i,l}^2 \sum_{j=l+1-i}^{l-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \left(\frac{1}{\hat{C}_{i,j}} + \frac{1}{\sum_{m=1}^{l-j} C_{m,j}} \right). \quad (3.87)$$

Kvadratni koren prikazane ocene srednje kvadratne greške predstavlja tzv. standardnu grešku predviđanja rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda, tj. standardnu devijaciju raspodele rezervi za štete. Primenom analognog postupka izvođenja, uz uvažavanje međusobne korelisanosti prognoziranih iznosa rezervi po pojedinim periodima nastanka

šteta,⁴⁶³ dolazi se do konačnog obrasca za izračunavanje ocene srednje kvadratne greške predviđanja ukupnih rezervi za štete R :⁴⁶⁴

$$\hat{skg}_{R|D}(\hat{R}) = \sum_{i=2}^I \left[skg_{R_i|D}(\hat{R}_i) + \hat{C}_{i,I} \left(\sum_{m=i+1}^I \hat{C}_{m,I} \right) \sum_{j=I+1-i}^{I-1} \frac{2\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2 \sum_{n=1}^{I-j} C_{n,j}} \right]. \quad (3.88)$$

Odražavajući stohastičku i grešku ocenjivanja, standardna greška predviđanja rezervi za štete je od nesumnjivog značaja pri merenju rizika adekvatnosti tih rezervi. Ona može biti korišćena za konstruisanje intervala poverenja rezervi za štete R_i i konačnog iznosa šteta $C_{i,I}$, na osnovu podataka koji su sadržani u *run-off* trouglu. Značaj intervala poverenja za date veličine proizilazi iz činjenice da nijedna metoda rezervisanja ne može obezbediti ocenu koja je identična njihovim stvarnim iznosima. Ipak, treba imati u vidu da standardna greška ne uzima u obzir grešku specifikacije, tj. mogućnost izbora pogrešnog modela, niti strukturnu grešku, kao mogućnost značajnog odstupanja budućeg razvoja šteta u odnosu na prošlo iskustvo.

U cilju određivanja intervala poverenja rezervi za štete, potrebno je, najpre, pretpostaviti oblik raspodele verovatnoća promenljive R_i . Za dovoljno veliki volumen nerešenih šteta, na osnovu centralne granične teoreme, ova raspodela može biti aproksimirana normalnom raspodelom, sa očekivanom vrednošću jednakom tačkastoj oceni \hat{R}_i i standardnom devijacijom jednakom standardnoj grešci predviđanja $\sqrt{\hat{skg}_{R_i|D}(\hat{R}_i)}$. Na primer, sa verovatnoćom približno jednakom 0,995, nepoznata veličina R_i nalazila bi se u intervalu $\left(\hat{R}_i \pm 2,58 \sqrt{\hat{skg}_{R_i|D}(\hat{R}_i)} \right)$. Međutim, ukoliko je raspodela verovatnoća promenljive R_i asimetrična, normalna raspodela ne može biti njena adekvatna aproksimacija. U takvoj situaciji, odgovarajući izbor za nepoznatu raspodelu je log-

⁴⁶³ Iako su stvarni iznosi rezervi R_i po pojedinim periodima nastanka šteta međusobno nezavisni, njihove projekcije \hat{R}_i su pozitivno korelisane, jer su pod uticajem istih faktora razvoja \hat{f}_j . Stoga, srednja kvadratna greška predviđanja ukupnih rezervi za štete ne može biti dobijena u vidu proste sume srednjih kvadratnih greški predviđanja rezervi po pojedinim periodima nastanka šteta. Tačnije, takav postupak obračuna može važiti samo u slučaju njenog prvog elementa, tj. varijanse procesa, dok varijansa ocenjivanja, kao drugi element srednje kvadratne greške predviđanja ukupnih rezervi, mora uzeti u obzir i kovarijanse između projekcija kumulativnih iznosa šteta po periodima njihovog nastanka.

⁴⁶⁴ Dokaz videti u: Mack (1993), *op. cit.*, str. 220-221.

normalna raspodela, sa parametrima μ_i i σ_i^2 , za koju su srednja vrednost i varijansa jednake kao i kod normalne raspodele:

$$E(R_i) = \exp\left(\mu_i + \frac{\sigma_i^2}{2}\right) = \hat{R}_i \Rightarrow \hat{\mu}_i = \ln(\hat{R}_i) - \frac{\sigma_i^2}{2}, \quad (3.89)$$

$$\text{Var}(R_i) = \exp(2\mu_i + \sigma_i^2)(\exp(\sigma_i^2) - 1) = \left(\sqrt{\hat{s}k g_{R_i|D}(\hat{R}_i)}\right)^2 \Rightarrow \hat{\sigma}_i^2 = \ln\left(1 + \frac{\left(\sqrt{\hat{s}k g_{R_i|D}(\hat{R}_i)}\right)^2}{\hat{R}_i^2}\right). \quad (3.90)$$

Za ocenjene vrednosti parametara $\hat{\mu}_i$ i $\hat{\sigma}_i^2$, granica intervala poverenja log-normalno raspoređene promenljive jednaka je:

$$\exp\left(\hat{\mu}_i + z_p \hat{\sigma}_i\right) = \exp\left(\ln(\hat{R}_i) - \frac{\hat{\sigma}_i^2}{2} + z_p \hat{\sigma}_i\right) = \hat{R}_i \exp\left(z_p \hat{\sigma}_i - \frac{\hat{\sigma}_i^2}{2}\right), \quad (3.91)$$

gde je z_p odgovarajući percentil standardizovane normalne raspodele za izabrani nivo poverenja p (npr. 0,995 za gornju i 0,005 za donju granicu nivoa poverenja). Pošto na osnovu relacije (3.51) proizilazi: $C_{i,l} = C_{i,l+1-i} + R_i$, gde je $C_{i,l+1-i}$ veličina obuhvaćena skupom poznatih opservacija D , raspodela verovatnoća slučajne promenljive $C_{i,l}$ u potpunosti je određena raspodelom promenljive R_i . Stoga se, na osnovu granica intervala poverenja slučajne promenljive R_i , jednostavno određuju granice intervala poverenja promenljive $C_{i,l}$, dok se za granice intervala poverenja ukupnog iznosa rezervi R koristi standardna greška predviđanja $\sqrt{\hat{s}k g_{R|D}(\hat{R})}$.

U poređenju sa tradicionalnom metodom lančanih lestvica, *Mack*-ova metoda rezervisanja rezultuje identičnom ocenom rezervi za štete, ali i jednostavnom merom varijabiliteta date ocene. Istovremeno, njome se prevazilaze ograničenja u primeni stohastičkih parametarskih modela u situacijama kada su podaci o štetama pod uticajem računovodstvenih procedura, regresa, naknada iz reosiguranja, kao i kada je reč o podacima o prijavljenim štetama⁴⁶⁵ (koji dopuštaju mogućnost negativnih inkrementalnih šteta u uslovima precenjenosti rezervi za poznate štete). Međutim, ne treba zapostaviti činjenicu da *Mack*-ova metoda uzima u obzir samo prva dva momenta, ali ne i celokupnu raspodelu verovatnoća iznosa šteta, što ipak ostavlja prostor za dalja nastojanja u pravcu preciznijeg

⁴⁶⁵ Verrall (2000), *op. cit.*, str. 98.

merenja rizika rezervi i utvrđivanja solventnosti neživotnih osiguravača, kojima će biti posvećena pažnja u narednom delu rada.

3.2.3.5. Modeliranje uticaja inflacije

Prisustvo faktora poput varijabilne stope inflacije, kao što je prethodno obrazloženo, dovodi do narušavanja implicitne pretpostavke metode lančanih lestvica o međusobnoj nezavisnosti šteta između perioda njihovog nastanka. Drugim rečima, ako je dejstvo egzogenih faktora izraženo, istorijski razvoj šteta nije dobra osnova za projektovanje njihovog budućeg razvoja.⁴⁶⁶ Kako se zasnivaju na podacima o štetama koji se odnose na više kalendarskih perioda, ocenjene vrednosti faktora razvoja, pored čistog procesa razvoja šteta, implicitno odražavaju i inflatorna kretanja iz prošlosti, uz očekivanje da će se ona neizmenjeno nastaviti i u budućnosti. Međutim, ukoliko stopa inflacije varira iz perioda u period, takvo očekivanje nije opravdano.⁴⁶⁷ Stoga je neophodno modelirati uticaj inflacije, kako bi se obezbedila pouzdanost rezultata metode lančanih lestvica. Pri tome se pojam inflacije, u kontekstu rezervisanja, odnosi kako na monetarnu inflaciju, tako i na inflaciju šteta, kao imanentnu karakteristiku pojedinih vrsta neživotnih osiguranja (na primer, generalni rast medicinskih troškova doprinosi uvećanju iznosa šteta u osiguranju od nezgode), uključujući i socijalnu inflaciju (uzrokovanu delovanjem političkih, pravnih i društvenih faktora).

U pokušaju odvajanja bazičnog razvoja šteta od uticaja inflacije, *Taylor (1977)* je razvio metodu separacije, kao jednu od najvažnijih metoda kojima se omogućuje identifikacija efekata inflacije u raspoloživim podacima o štetama i njihovo predviđanje u kontekstu projektovanja daljeg razvoja šteta i rezervi za štete. Kao karakteristika kalendarskog perioda, inflacija utiče na dijagonale *run-off* trougla.⁴⁶⁸ Metoda separacije upravo posmatra inkrementalne isplate šteta u vidu funkcije indeksa koji zavise ne samo od perioda razvoja, već i od kalendarskog perioda.

Prema polaznoj pretpostavci metode, u odsustvu uticaja egzogenih faktora, za svaki period nastanka i važi da je učešće iznosa plaćenog po jedinici izloženosti riziku u jednom periodu razvoja j ($S_{i,j} / n_i$) u konačnom kumulativnom iznosu šteta po jedinici izloženosti

⁴⁶⁶ Kočović *et al.* (2012), *op. cit.*, str. 92.

⁴⁶⁷ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. J0.

⁴⁶⁸ Izuzetno je moguće da inflacija koincidira sa periodom nastanka štete, tj. da utiče na redove *run-off* trougla. Takav je slučaj, na primer, u osiguranju izgubljene dobiti, koja ne može biti veća u trenutku isplate naknade, u odnosu na trenutak nastanka osiguranog slučaja.

riziku ($C_{i,j}/n_i$), tj. u ukupnom odnosnom razvoju šteta, konstanta r_j , koja ne zavisi od perioda nastanka. Mera izloženosti riziku može biti premija osiguranja (pod uslovom da uticaj ciklusa tržišta osiguranja nije značajan) ili, češće, broj rešenih šteta koje potiču iz datog perioda nastanka. Dalje, metoda separacije pretpostavlja da inflacija jednako utiče na sve isplate šteta koje su izvršene u jednom kalendarskom periodu $k = i + j - 1$, bez obzira na period njihovog nastanka. Stoga je očekivani iznos plaćanja po jedinici izloženosti riziku u j -tom periodu razvoja, za štete koje su nastale u i -tom periodu, jednak:

$$\frac{E(S_{i,j})}{n_i} = r_j \cdot \lambda_{i+j-1}, \quad (3.92)$$

gde su:

- $E(S_{i,j})$ - očekivana vrednost isplata u periodu razvoja j za štete nastale u periodu i ,
- n_i - broj rešenih šteta koje su nastale u periodu i ,
- r_j - proporcija isplata u periodu razvoja j za štete koje potiču iz jednog perioda nastanka u njihovom ukupnom razvoju,
- λ_{i+j-1} - indeks delovanja egzogenog faktora (inflacije) po kalendarskim periodima.

Standardni trougao razvoja inkrementalnih isplata šteta se transformiše u novi trougao razvoja, čiji su elementi vrednosti veličine $E(S_{i,j})/n_i$, tj. očekivanih isplata u j -tom periodu razvoja po šteti koja potiče iz i -tog perioda nastanka (videti tabelu 3.4).

Tabela 3.4. *Trougao razvoja šteta prema metodi separacije*

Period nastanka	Period razvoja					
	1	2	3	...	I-1	I
1	$r_1\lambda_1$	$r_2\lambda_2$	$r_3\lambda_3$...	$r_{I-1}\lambda_{I-1}$	$r_I\lambda_I$
2	$r_1\lambda_2$	$r_2\lambda_3$	$r_3\lambda_4$...	$r_{I-1}\lambda_I$	
3	$r_1\lambda_3$	$r_2\lambda_4$	$r_3\lambda_5$...		
...			
I-1	$r_1\lambda_{I-1}$	$r_2\lambda_I$				
I	$r_1\lambda_I$					

Izvor: Adaptirano prema Taylor, G.C. (1977). „Separation of Inflation and Other Effects from the Distribution of Non-Life Insurance Claim Delays“. *ASTIN Bulletin*, 9(1-2), str. 222.

Za poznate inkrementalne iznose plaćenih šteta $S_{i,j}$, gde je $i+1 \leq I+1$, i ocenjeni broj šteta po periodima njihovog nastanka \hat{n}_i , potrebno je odrediti vrednosti $\hat{\lambda}_{i+j-1}$ i \hat{r}_j , kako bi trougao razvoja bio kompletiran. Pri tome je važno obezbediti da ocene broja šteta po pojedinim periodima njihovog nastanka budu konzistentne. Uvažavajući činjenicu da je razvoj šteta koje potiču iz najkasnijeg perioda nastanka poznat samo za jedan period,

uobičajeno je da se za svako i za ocenu \hat{n}_i uzima broj šteta koje su prijavljene u toku prvog perioda razvoja.⁴⁶⁹ Pod pretpostavkom da se razvoj šteta završava u periodu I , važi ograničenje $\sum_{j=1}^I r_j = 1$. Sume elemenata u okviru dijagonala prikazanog trougla razvoja d_k ,

gde je $k = 1, \dots, I$, jednake su, redom:

$$\begin{aligned} d_1 &= r_1 \lambda_1 \\ d_2 &= r_1 \lambda_2 + r_2 \lambda_2 = (r_1 + r_2) \lambda_2 \\ d_3 &= r_1 \lambda_3 + r_2 \lambda_3 + r_3 \lambda_3 = (r_1 + r_2 + r_3) \lambda_3 \\ &\dots \\ d_{I-1} &= r_1 \lambda_{I-1} + \dots + r_{I-1} \lambda_{I-1} = (r_1 + \dots + r_{I-1}) \lambda_{I-1} = (1 - r_I) \lambda_{I-1} \\ d_I &= r_1 \lambda_I + \dots + r_I \lambda_I = (r_1 + \dots + r_I) \lambda_I = \lambda_I \end{aligned}$$

Na sličan način, moguće je odrediti sume kolona prikazanog trougla razvoja v_j , za $j = 1, \dots, I$:

$$\begin{aligned} v_1 &= r_1 \lambda_1 + \dots + r_I \lambda_I = (\lambda_1 + \dots + \lambda_I) r_1 \\ v_2 &= r_2 \lambda_2 + \dots + r_I \lambda_I = (\lambda_2 + \dots + \lambda_I) r_2 \\ v_3 &= r_3 \lambda_3 + \dots + r_I \lambda_I = (\lambda_3 + \dots + \lambda_I) r_3 \\ &\dots \\ v_{I-1} &= r_{I-1} \lambda_{I-1} + r_I \lambda_I = (\lambda_{I-1} + \lambda_I) r_{I-1} \\ v_I &= r_I \lambda_I \end{aligned}$$

Polazeći od sume elemenata poslednje dijagonale trougla razvoja, ocena indeksa $\hat{\lambda}_I$ jednaka je: $\hat{\lambda}_I = d_I$. Na osnovu sume poslednje kolone trougla razvoja sledi da je $\hat{r}_I = \frac{v_I}{\hat{\lambda}_I}$.

Dalje, na osnovu zbirova d_{I-1} i v_{I-1} , proizilazi da je $\hat{\lambda}_{I-1} = \frac{d_{I-1}}{1 - \hat{r}_I}$ i $\hat{r}_{I-1} = \frac{v_{I-1}}{\hat{\lambda}_{I-1} + \hat{\lambda}_I}$.

Ponavljajući isti postupak rekurzivno u odnosu na sukcesivne zbrojeve elemenata dijagonala i kolona, dolazi se do opšteg pravila, prema kome je:

$$\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{1 - \hat{r}_{j+1} - \dots - \hat{r}_{I-1} - \hat{r}_I} \quad \text{i} \quad \hat{r}_j = \frac{v_j}{\hat{\lambda}_j + \hat{\lambda}_{j+1} + \dots + \hat{\lambda}_{I-1} + \hat{\lambda}_I}. \quad (3.93)$$

Ocena rezervi za štete zahteva predviđanje vrednosti budućih indeksa $\hat{\lambda}_{i+j-1}$, za $i + j - 1 > I$, na osnovu očekivanog budućeg nivoa inflacije u preostalim periodima razvoja.

⁴⁶⁹ Weke, P.G.O. (2008). „Deterministic and Stochastic Modelling of Technical Reserves in Short-Term Insurance Contracts“. *4th ORSEA 2008 Conference*, Operations Research Society of Eastern Africa (preuzeto 18.02.2012. sa http://orsea.net/pastpapers/2008/Orsea_Conference_Weke_08.pdf), str. 6.

U praktičnim primenama, $\hat{\lambda}_{i+j}$ se određuje na osnovu vrednosti prethodno ocenjenih faktora, primenom proporcije:⁴⁷⁰

$$\hat{\lambda}_{i+j} : \hat{\lambda}_{i+j-1} = \hat{\lambda}_{i+j-1} : \hat{\lambda}_{i+j-2}. \quad (3.94)$$

Alternativno, za svaki naredni kalendarski period, faktori delovanja inflacije mogu biti ocenjeni polazeći od vrednosti $\hat{\lambda}_l$ i pretpostavljene buduće stope inflacije na nivou perioda p_l , na osnovu relacije:⁴⁷¹

$$\hat{\lambda}_{l+l} = \hat{\lambda}_l (1 + p_l)^l, \quad l = 0, 1, 2, \dots \quad (3.95)$$

Konačno, nepoznati inkrementalni iznosi plaćenih šteta $S_{i,j}$, za $i + j > I + 1$, čiji je zbir jednak ukupnim rezervama za štete, se ocenjuju na osnovu:

$$\hat{S}_{i,j} = \hat{n}_i \cdot \hat{f}_j \cdot \hat{\lambda}_{i+j-1}. \quad (3.96)$$

- $\hat{S}_{i,j}$ - ocena iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a rešene su u j -tom periodu razvoja,
- \hat{n}_i - ocena broja rešenih šteta koje su nastale u periodu i ,
- \hat{f}_j - ocena proporcije isplata u periodu razvoja j za štete koje potiču iz jednog perioda nastanka u njihovom ukupnom razvoju,
- $\hat{\lambda}_{i+j-1}$ - ocena indeksa delovanja inflacije po kalendarskim periodima.

Iako, u savremenim uslovima, metoda separacije nije široko zastupljena u praksi, njena primena može biti opravdana u slučaju obimnih i tokom vremena stabilnih portfelja osiguranja.⁴⁷² Važan preduslov pouzdanosti dobijenih rezultata je usklađenost izračunatih indeksa delovanja inflacije sa aktuelnim ekonomskim (i socijalnim) trendovima, koja treba da bude proverena.

Dok metoda separacije nastoji da izvede efekte kalendarskih perioda iz raspoloživih podataka o razvoju šteta, tzv. metoda lančanih lestvica prilagođena za inflaciju (engl. *Inflation Adjusted Chain Ladder Method*) uvodi eksternu informaciju o stopi inflacije u prošlim i budućim periodima. Naime, ova metoda posmatra očekivani iznos plaćanja u j -tom periodu razvoja za štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka - $E(S_{i,j})$ u vidu funkcije

⁴⁷⁰ Dahl, P. (2003). *Introduction to Reserving*. Corrected Edition 2003, Stockholm: Institution for Mathematical Statistics, Stockholm University, (preuzeto 11.11.2011. sa <http://www2.math.su.se/matstat/und/sakii/pdf/dahl2003.pdf>), str. 15.

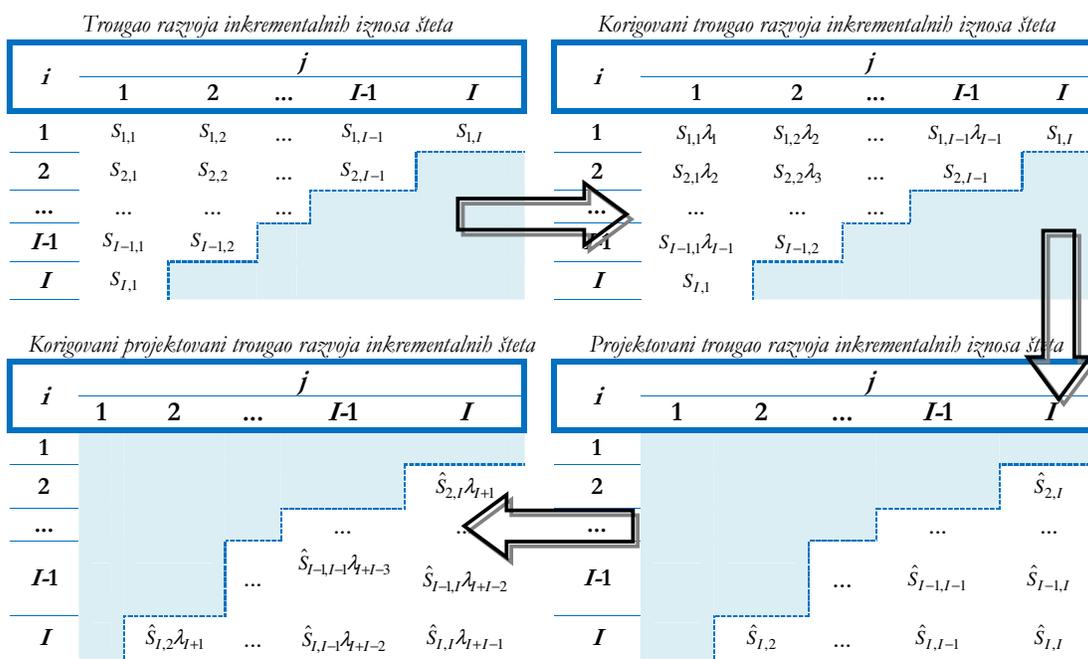
⁴⁷¹ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 536.

⁴⁷² *Ibidem*, str. 534.

odnosnog konačnog kumulativnog iznosa šteta $C_{i,I}$, proporcije plaćanja šteta u j -tom periodu razvoja r_j i indeksa delovanja pretpostavljene stope inflacije λ_{t+j-1} ⁴⁷³:

$$E(S_{i,j}) = C_{i,I} \cdot r_j \cdot \lambda_{t+j-1} \quad (3.97)$$

Primenom indeksa inflacije na podatke o inkrementalnim isplatama šteta po dijagonalama trougla razvoja obezbeđuje se iskazivanje prošlih iznosa šteta u realnim novčanim jedinicama. Sumiranjem datih veličina po godinama razvoja, dobijaju se „prilagođeni za inflaciju“ kumulativni podaci o štetama iz prošlosti, u odnosu na koje se primenjuje standardni algoritam metode lančanih lestvica. Faktori razvoja, koji se ocenjuju na osnovu takvih podataka, odražavaju prošli, i koriste se za projektovanje budućeg, čistog razvoja šteta, iz kog je eliminisana inflatorna komponenta. Konačno, potrebno je pretpostaviti buduću stopu inflacije, kojom se koriguju dobijeni inkrementalni iznosi plaćenih šteta u projektovanom trouglu (videti grafikon 3.8), čijim se sumiranjem utvrđuje ukupan nominalni iznos rezervi za štete.



Grafikon 3.8. Procedura primene metode lančanih lestvica prilagođene za inflaciju

Izvor: Pripremljeno prema Institute and Faculty of Actuaries (1997). *Claims Reserving Manual*, Vol. 1, Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. J2.1-J2.7.

⁴⁷³ Pored indeksa potrošačkih cena, moguća je primena drugih indikatora inflatornog delovanja u date svrhe, u cilju uvažavanja specifičnosti pojedinih linija poslovanja u oblasti neživotnih osiguranja. Na primer, indeks troškova izgradnje može biti korišćen u slučaju osiguranja imovine od požara i drugih opasnosti, dok je osiguranju od nezgode primereniji indeks troškova rada.

Osnovni nedostatak metode lančanih lestvica prilagođene za inflaciju se ogleda u činjenici da eksterna stopa inflacije ne mora biti korektno ocenjena, odnosno pretpostavljena, u svakom konkretnom slučaju. Stoga se preporučuje testiranje osetljivosti rezultujućeg iznosa rezervi na različite pretpostavke u pogledu buduće stope inflacije.⁴⁷⁴ Takođe, uočeno je da ova metoda rezultuje relativno većim iznosom rezervi za štete u poređenju sa metodom separacije, što se objašnjava precenjivanjem konačnog iznosa šteta za kasnije godine nastanka.⁴⁷⁵

3.2.3.6. Problem diskontovanja u kontekstu rezervisanja za štete

Implicitno diskontovanje nastalih šteta koje će biti rešene u budućnosti,⁴⁷⁶ po osnovu neadekvatnog uvažavanja efekata inflacije prilikom formiranja rezervi za štete, narušava pouzdanost ocene solventnosti osiguravača, i kao takvo je zabranjeno odgovarajućom regulativom većine zemalja.⁴⁷⁷ Eksplicitno diskontovanje, sa druge strane, podrazumeva svođenje nominalne vrednosti rezervisanih šteta na njihovu sadašnju vrednost, primenom diskontnog faktora kojim se uvažava koncept vremenske vrednosti novca. Tradicionalno je eksplicitno diskontovanje rezervi za štete primenjivano samo u onim vrstama osiguranja kod kojih se vrši periodična isplata naknada šteta, u vidu anuiteta. Međutim, savremeni globalni trend u pravcu fer vrednovanja ukupnih obaveza osiguravača implicira usvajanje principa sadašnje vrednosti rezervi za štete u budućnosti u svim linijama poslovanja, čak i u slučaju neživotnih osiguranja.

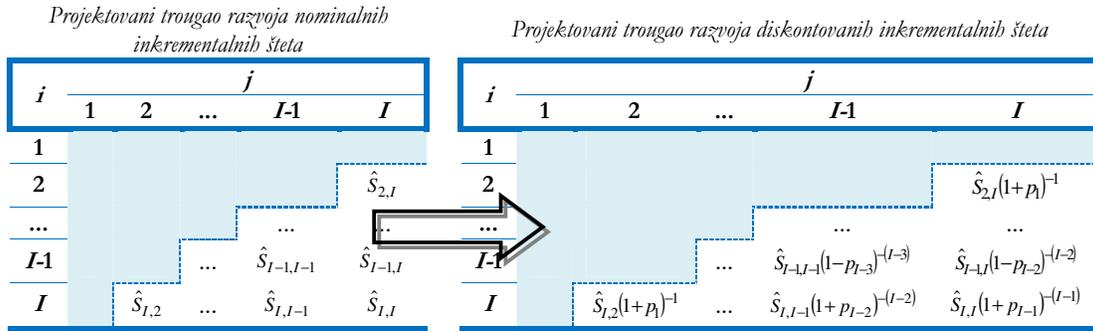
Predmet diskontovanja su projektovani inkrementalni iznosi šteta. Pri odgovarajućoj krivoj bezrizičnih kamatnih stopa p_1, p_2, p_3, \dots , u odnosu na svaki od tih iznosa šteta, po dijagonalama projektovanog trougla razvoja, primenjuje se diskontni faktor: $(1 + p_l)^{-l}$, gde $l = 1, 2, \dots, I - 1$ predstavlja broj perioda diskontovanja, meren u odnosu na poslednji kalendarski period (videti grafikon 3.9).

⁴⁷⁴ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. J2.7.

⁴⁷⁵ Weke, *op. cit.*, str. 12.

⁴⁷⁶ U literaturi iz oblasti aktuarstva se, neretko, susreće sintagma „diskontovanje rezervi za štete“. Ipak, u pokušaju da terminologiju rezervisanja učine jasnijom i konzistentnijom, Blum i Otto (1998) naglašavaju da predmet diskontovanja nisu rezerve, već iznosi nerešenih šteta, na osnovu kojih se te rezerve utvrđuju.

⁴⁷⁷ Takav je slučaj sa dosadašnjom regulativom u EU, koja istovremeno ostavlja mogućnost zemljama članicama da dozvole osiguravačima eksplicitno diskontovanje rezervisanih šteta, pod izvesnim uslovima. Šire videti u: EEC (1991), *op. cit.*, čl. 60. Razlika između nominalne i diskontovane vrednosti tehničkih rezervi, pri tome, predstavlja odbitnu stavku raspoložive margine solventnosti osiguravača.



Grafikon 3.9. *Procedura diskontovanja projektovanih iznosa šteta*

Izvor: Pripremljeno prema Institute and Faculty of Actuaries (1997). *Claims Reserving Manual*, Vol. 1, Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. L3.1-L3.4.

Na bazi projektovanih diskontovanih inkrementalnih šteta, ocena rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda jednaka je:

$$\hat{R}_i = \sum_{j=I+2-i}^I \hat{S}_{i,j} (1+p_l)^{-l}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad 1 \leq l \leq i-1, \quad (3.98)$$

dok se ukupne rezerve za štete ocenjuju na osnovu:

$$\hat{R} = \sum_{i=2}^I \sum_{j=I+2-i}^I \hat{S}_{i,j} (1+p_l)^{-l}, \quad 1 \leq l \leq i-1, \quad (3.99)$$

gde su:

- \hat{R}_i - ocena sadašnje vrednosti rezervi za štete koje potiču iz i -tog perioda,
- $\hat{S}_{i,j}$ - ocena iznosa šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanja, a rešene su u j -tom periodu razvoja,
- $(1+p_l)^{-l}$ - diskontni faktor,
- \hat{R} - ocena sadašnje vrednosti ukupnih rezervi za štete.

Diskontovana vrednost rezervi za štete će biti utoliko manja od njihove nominalne vrednosti što je diskontna stopa veća i/ili period diskontovanja duži, pod ostalim nepromenjenim uslovima.⁴⁷⁸ Sa aspekta očuvanja adekvatnosti rezervi za štete i solventnosti osiguravača, poželjan je konzervativan pristup određivanju diskontne stope.⁴⁷⁹ Kako bi bilo izbegnuto neopravdano ubrzano priznavanje budućih investicionih prinosa, stopa prinosa na imovinu koja služi za pokriće tehničkih rezervi, a koja je ostvarena u prošlosti, predstavlja razumnu gornju granicu diskontne stope. Pri tome je važno obezbediti

⁴⁷⁸ Jovović, M. (2014). „The problem of determining the discount rate in loss reserve estimation“. *Risk measurement and control in insurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Rajić, V. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 7, str. 127.

⁴⁷⁹ Booth *et al.*, *op. cit.*, str. 526.

usklađenost anticipirane ročnosti odgovarajućih imovinskih oblika i novčanih tokova koji su predmet diskontovanja.⁴⁸⁰ U praksi se, u svrhe diskontovanja rezervi za štete, najčešće koristi kriva bezrizičnih kamatnih stopa, koja je izvedena iz stopa prinosa državnih obveznica. Stope prinosa nepostojećih državnih dužničkih instrumenata sa dovoljno dugim rokovima dospeća u zemljama sa razvijenim finansijskim tržištem mogu biti aproksimirane stopom prinosa postojećeg instrumenta sa najdužom ročnošću.⁴⁸¹ Takođe, nedostajući podaci mogu biti nadomešteni primenom tehnika interpolacije i ekstrapolacije raspoloživih podataka.

Prinosi državnih instrumenata mogu ispoljavati značajne varijacije u toku vremena, a njihova realnost može biti narušena na određene datume (kao što je kraj finansijske godine) veštački izazvanom visokom ponudom ili tražnjom (na primer, od strane institucionalnih investitora, poput osiguravajućih kompanija ili penzijskih fondova, čije su investicije predmet regulatornih ograničenja). Stoga se, kao alternativne diskontne stope, javljaju stope prinosa na korporativne obveznice visokog rejtinga ili svop stope, umanjene za premiju za kreditni rizik, naročito ukoliko tržište državnih obveznica nije dovoljno likvidno.⁴⁸² U situacijama u kojima uticaj diferenciranosti diskontnih stopa po ročnosti na iznos rezervi za štete nije značajan (što je slučaj sa poslovnim linijama neživotnih osiguranja koje su kratkog repa), ili je kriva prinosa relativno ravna, jedinstvena prosečna diskontna stopa može biti njena odgovarajuća aproksimacija.⁴⁸³ Ukoliko stopa prinosa na imovinu koja služi za pokriće tehničkih rezervi inkorporira premiju za rizik likvidnosti, istom premijom može biti uvećana bezrizična stopa koja se koristi za diskontovanje budućih obaveza.⁴⁸⁴ Konačno, diskontne stope mogu biti diferencirane i u zavisnosti od linije poslovanja, varirajući obrnuto srazmerno sa dužinom repa date linije.⁴⁸⁵

Samo po sebi, eksplicitno diskontovanje ne utiče na konačan iznos rashoda koji će, po osnovu konkretne štete, biti priznat u bilansu uspeha osiguravača, već samo dovodi do njegovog odlaganja u toku vremena. Iznos diskonta za nastale nerešene štete se godišnje preračunava, i njegova razlika u odnosu na prethodnu godinu povećava rezerve za štete i

⁴⁸⁰ Butsic, R. (1988). „Determining the proper interest rate for loss reserve discounting: an economic approach“. *CAS Discussion Paper Program Fall 1988*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 152.

⁴⁸¹ IAA (2009), *op. cit.*, str. 38.

⁴⁸² Sandström (2011), *op. cit.*, str. 78.

⁴⁸³ IAA (2009), *op. cit.*, str. 39.

⁴⁸⁴ O metodama određivanja premije za likvidnost šire videti u: IAA (2009), *op. cit.*, str. 55-59.

⁴⁸⁵ Kozik, T.J. (1991). „Another Proof that the Proper Rate for Discounting Insurance Loss Reserves is Less than the Risk Free Rate“. *Proceedings of the 2nd AFIR Colloquium 1991*, Vol. 3, Ottawa: International Actuarial Association, str. 156.

rashode u tekućoj godini. Postepenim priznavanjem diskonta postiže se veća transparentnost i bolja usklađenost u toku vremena između rezervi za štete i imovine koja služi za njihovo pokriće, a čija vrednost takođe raste po osnovu ostvarenog investicionog prinosa.⁴⁸⁶ Ukoliko su pretpostavke na kojima se zasniva dovoljno oprezne, diskontovanje u kontekstu rezervisanja obezbeđuje stvarnu i pravičnu sliku trenutnog finansijskog položaja osiguravajuće kompanije.⁴⁸⁷ Međutim, njime se istovremeno narušava vremenska ravnoteža između nastalih šteta i naplaćenih premija osiguranja i eliminiše implicitna margina solventnosti, koje inače postoje kada se rezerve za štete iskazuju po njihovoj nominalnoj vrednosti. Takođe, diskontovanjem rezervi se favorizuju osiguravači sa manjom efikasnošću rešavanja šteta, a eventualni manjkovi rezervi za štete sporije ispoljavaju, čime se odlaže preduzimanje odgovarajućih korektivnih akcija. Ukoliko se, prilikom rezervisanja, ne modeliraju inflatorni efekti, rezerve za štete će, pri rastućoj stopi inflacije, biti iskazane u manjem iznosu od realnog. Stoga, u situacijama u kojima implicitno diskontovanje već postoji, eksplicitno diskontovanje nije poželjno, jer se njime dodatno produbljuje problem utvrđivanja i zaštite solventnosti osiguravača.⁴⁸⁸

3.2.3.7. Modeliranje repnog faktora

U situacijama u kojima se ne raspolaze dovoljno dugim vremenskim serijama podataka o osiguranim štetama, ili je jednostavno reč o vrsti osiguranja sa dugim repom, pouzdanost rezultata metode lančanih lestvica se dovodi u pitanje. Ocenjeni faktori razvoja se tada dopunjuju repnim faktorom (engl. *tail factor*), kako bi, što realnije, bio odmeren konačan iznos šteta i potrebnih rezervi za njihovo pokriće. Repnim faktorom se aproksimira obrazac razvoja šteta nakon poslednjeg perioda razvoja koji je obuhvaćen *run-off* trouglom, ili nakon poslednjeg ocenjenog faktora razvoja čija se vrednost može smatrati verodostojnom. Moguće je razlikovati četiri kategorije metoda koje se koriste u date svrhe, uključujući: metode koje su zasnovane na podacima tržišta osiguranja, metode koje su zasnovane na tzv. *Bondy* principu, algebarske metode i ekstrapolacije na bazi odgovarajućeg teorijskog oblika krive.⁴⁸⁹

⁴⁸⁶ EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 91.

⁴⁸⁷ Daykin *et al.* (1984), *op. cit.*, str. 307.

⁴⁸⁸ Jovović (2014), *op. cit.*, str. 129.

⁴⁸⁹ Boor, J. (2006). „Estimating Tail Development Factors: What to do When the Triangle Runs Out“. *CAS Forum Winter 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 345.

Nedostajući faktori razvoja se, najpre, mogu nadomestiti repnim (engl. *benchmark*) faktorima koje, po linijama poslovanja, objavljuju specijalizovane rejting agencije, profesionalna udruženja ili organi nadzora u oblasti osiguranja. Repni faktori, pri tome, mogu biti direktno preuzeti i primenjeni na podatke o štetama date kompanije. Ipak, takav pristup je opravdan samo ukoliko ne postoje značajna odstupanja u strukturi portfelja i dinamiци prijavljivanja, rezervisanja i rešavanja šteta konkretnog osiguravača u odnosu na tržišni prosek. U protivnom, repni faktori razvoja moraju biti prethodno prilagođeni karakteristikama konkretnog portfelja. Prilagođavanje može biti izvršeno u skladu sa srazmerom repnih i faktora razvoja osiguravača za one periode razvoja koji prethode „repu“ i za koje dati faktori mogu biti ocenjeni na osnovu raspoloživih podataka. Primena repnih faktora razvoja svakako predstavlja najefikasniji način ocenjivanja repnog faktora razvoja. Međutim, u situacijama izraženih specifičnosti posmatranog osiguravajućeg portfelja, ili jednostavnog nepostojanja repnih podataka za tržište osiguranja, repni faktor se modelira prevashodno, ili isključivo, na bazi internih podataka osiguravača.

U svom izvornom obliku, *Bondy*⁴⁹⁰ metoda koristi poslednji ocenjeni faktor razvoja kao repni faktor. Bilo koji faktor razvoja, koji se ocenjuje metodom lančanih lestvica, može biti prikazan u vidu zbira tzv. razvojnog dela d_j i jedinice:

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j}} = \frac{\sum_{i=1}^{I-j} (C_{i,j} + S_{i,j+1})}{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j}} = 1 + \frac{\sum_{i=1}^{I-j} S_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j}} = 1 + d_j, \quad 1 \leq j \leq I-1, \quad (3.53a)$$

gde su:

- \hat{f}_j - ocena faktora razvoja za j -ti period razvoja,
- $C_{i,j}$ - iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja j -tog perioda razvoja,
- $S_{i,j}$ - iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a koje su rešene (prijavljene) u j -tom periodu razvoja.

Bondy metoda pretpostavlja da razvojni deo faktora razvoja, između sukcesivnih perioda razvoja, opada za jednu polovinu. Ukoliko je, na primer, poslednji ocenjeni faktor razvoja

⁴⁹⁰ Poznato je da je metodu razvio *Martin Bondy* pre '80-tih godina XX veka, odakle potiče i njen naziv. Važno je napomenuti da su mnoge poslovne linije koje danas karakteriše dugi rep u periodu nastanka ove metode beležile znatno brži tempo razvoja šteta (npr. usled kraćih sudskih postupaka).

na bazi raspoloživog trougla razvoja $\hat{f}_{t-1} = 1 + d_{t-1}$, odgovarajući repni faktor f_t , čija je ocena \hat{f}_t , u opštem obliku, jednaka:

$$\hat{f}_t = \prod_{j=1}^{\infty} \hat{f}_j = (1 + d_1) \cdot (1 + d_{1+1}) \cdot (1 + d_{1+2}) \cdot (1 + d_{1+3}) \cdot \dots \quad (3.100)$$

se, u skladu sa navedenom teorijskom pretpostavkom, ocenjuje na osnovu:

$$\hat{f}_t = (1 + 0,5d_{t-1}) \cdot (1 + 0,25d_{t-1}) \cdot (1 + 0,125d_{t-1}) \cdot (1 + 0,0625d_{t-1}) \cdot \dots \quad (3.101)$$

iz čega, daljim sređivanjem, proizilazi:

$$\hat{f}_t = 1 + d_{t-1}(0,5 + 0,25 + 0,125 + 0,0625 + \dots) + \text{izrazi u kojima se pojavljuju } d_{t-1}^2, d_{t-1}^3, \dots \quad (3.102)$$

Pod pretpostavkom da je poslednji ocenjeni faktor razvoja \hat{f}_{t-1} relativno nizak, vrednost članova $d_{t-1}^2, d_{t-1}^3, \dots$ je približno jednaka nuli, dok je zbir članova geometrijske progresije $0,5 + 0,25 + 0,125 + 0,0625 + \dots = \frac{0,5}{1 - 0,5} = 1$, na osnovu čega dalje sledi:

$$\hat{f}_t \approx 1 + 1 \cdot d_{t-1} = \hat{f}_{t-1}, \quad (3.103)$$

gde su:

- \hat{f}_t - ocena repnog faktora prema *Bondy* metodi,
- \hat{f}_{t-1} - ocena poslednjeg faktora razvoja na bazi raspoloživog trougla razvoja,
- d_{t-1} - razvojni deo poslednjeg faktora razvoja koji može biti ocenjen na bazi raspoloživog trougla razvoja.

Na prikazani način se dokazuje teorijska opravdanost *Bondy* principa. Osnovna prednost *Bondy* metode se ogleda u krajnjoj jednostavnosti njene primene. Iako prikladna za poslovne linije sa kratkim repom, usled pretpostavke na kojoj počiva, ova metoda potcenjuje konačan iznos šteta i , samim tim, rezevi za štete, u slučaju linija sa dugim repom.⁴⁹¹ U cilju prevazilaženja takvog nedostatka, definisane su modifikovane *Bondy* metode, u vidu, na primer, udvostručavanja razvojnog dela poslednjeg ocenjenog faktora razvoja, shodno čemu je:

$$\hat{f}_t = 1 + 2 \cdot d_{t-1}. \quad (3.104)$$

Približno isti rezultat može biti dobijen jednostavnim kvadriranjem poslednjeg ocenjenog faktora razvoja, tj. uzimajući da je:

⁴⁹¹ Boor, *op. cit.*, str. 347.

$$\hat{f}_t = \hat{f}_{t-1}^2. \quad (3.105)$$

Iako konzervativnije u odnosu na osnovnu *Bondy* metodu, modifikovane metode nemaju odgovarajuće teorijsko utemeljenje i ne pružaju zadovoljavajući nivo pouzdanosti pri modeliranju dugog repa.

Algebarske metode modeliranja repnog faktora zasnovane su na pravilnosti prema kojoj se prijavljene štete razvijaju relativno brže od rešenih šteta. U svojoj rudimentarnoj formi, one se svode na izjednačavanje konačnog kumulativnog iznosa prijavljenih i rešenih šteta koje potiču iz najranijeg perioda nastanka šteta. Repni faktor za rešene štete f_t^R se ocenjuje u vidu količnika poslednje realizovane vrednosti prijavljenih šteta $C_{1,t}^P$ i poslednje realizovane vrednosti rešenih šteta $C_{1,t}^R$ za prvi period nastanka koji je sadržan u *run-off* trouglu, tj.

$$\hat{f}_t^R = \frac{C_{1,t}^P}{C_{1,t}^R}, \quad (3.106)$$

gde su:

- \hat{f}_t^R - ocena repnog faktora razvoja za rešene štete,
- $C_{1,t}^P$ - iznos šteta koje potiču iz prvog perioda nastanka, a prijavljene su do kraja t -tog perioda razvoja,
- $C_{1,t}^R$ - iznos šteta koje potiču iz prvog perioda nastanka, a rešene su do kraja t -tog perioda razvoja.

Ukoliko razvoj prijavljenih šteta koje potiču iz prvog perioda nastanka još uvek nije okončan, njihov konačan iznos se ocenjuje primenom repnog faktora za prijavljene štete \hat{f}_t^P (koji može biti dobijen na osnovu *Bondy* principa) u odnosu na njihovu poslednju realizovanu vrednost, tako da je ocena repnog faktora za rešene štete jednaka:

$$\hat{f}_t^R = \frac{\hat{f}_t^P \cdot C_{1,t}^P}{C_{1,t}^R}. \quad (3.107)$$

Ipak, štete koje potiču iz kasnijih perioda nastanka ne moraju nužno ispoljiti isti obrazac ponašanja pri dostizanju onog stadijuma razvoja koji važi za najraniji period nastanka. U cilju ublažavanja ovog nedostatka, repni faktori rešenih šteta mogu biti ocenjeni zasebno za različite periode nastanka šteta, na bazi projektovanog konačnog iznosa prijavljenih šteta i ocenjenih faktora razvoja rešenih šteta do kraja *run-off* trougla. Za drugi period nastanka šteta, na primer, polazi se od jednakosti:

$$C_{2,I-1}^R \cdot \hat{f}_{I-1}^R \cdot \hat{f}_I^R = C_{2,I-1}^P \cdot \hat{f}_{I-1}^P \cdot \hat{f}_I^P, \quad (3.108)$$

na osnovu čega je:

$$\hat{f}_I^R = \frac{C_{2,I-1}^P \cdot \hat{f}_{I-1}^P \cdot \hat{f}_I^P}{C_{2,I-1}^R \cdot \hat{f}_{I-1}^R}. \quad (3.109)$$

Pored navedenog nedostatka, pouzdanost rezultata ove metode kritično zavisi od pouzdanosti ocene konačnog iznosa prijavljenih šteta. Stoga je *Sherman* (1984) predložio algebarsku metodu ocenjivanja repnog faktora koja ne zahteva prethodno ocenjivanje konačnog iznosa prijavljenih šteta. Umesto prijavljenih šteta, ova metoda koristi podatke o rezervama za prijavljene, ali nerešene štete (engl. *Reported But Not Settled* - RBNS). Naime, stvarni konačan iznos rešenih šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka na kraju I -tog perioda razvoja može biti posmatran kao zbir kumulativnog iznosa šteta koje su već rešene do datog momenta $C_{i,I}^R$ i iznosa šteta koje još uvek nisu rešene, a koje mogu biti predstavljene u vidu sume budućih inkrementalnih isplata šteta $\sum_{j=I+1}^{\infty} S_{i,j}^R$. Poslednja veličina može biti iskazana kroz iznos RBNS rezervi na kraju I -tog perioda razvoja $RBNS_i^I$, usvajanjem pretpostavke da je, nakon dostizanja određenog stadijuma u rešavanju šteta, odnos prirasta rešenih šteta i smanjenja RBNS rezervi u toku jednog perioda približno konstantan, tj. da, za dato i , u kasnijim periodima razvoja važi:

$$S_{i,j}^R = \alpha (RBNS_i^{j-1} - RBNS_i^j),^{492} \quad (3.110)$$

gde su:

- $S_{i,j}^R$ - iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a rešene su u j -tom periodu razvoja,
- α - parametar,
- $RBNS_i^j$ - iznos na kraju j -tog perioda razvoja rezervi za prijavljene, ali nerešene štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka.

Pošto, protekom vremena, iznos RBNS rezervi teži nuli, sledi:

$$\sum_{j=I+1}^{\infty} S_{i,j}^R = \sum_{j=I+1}^{\infty} \alpha (RBNS_i^{j-1} - RBNS_i^j) = \alpha \sum_{j=I+1}^{\infty} (RBNS_i^{j-1} - RBNS_i^j) = \alpha RBNS_i^I. \quad (3.111)$$

Parametar α se ocenjuje na osnovu „uparenih“ trouglova razvoja inkrementalnih rešenih šteta i „oslobođenog“ iznosa RBNS rezervi (kao razlike iznosa ovih rezervi između

⁴⁹² Sherman, R.E. (1984). „Extrapolating, Smoothing and Interpolating Development Factors“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, Vol. LXXI, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 142.

uzastopnih perioda razvoja). Ocena $\hat{\alpha}$ predstavlja prosečnu vrednost koeficijenta $S_{i,j}^R / (RBNS_i^{j-1} - RBNS_i^j)$, izračunatih za svako $i=1, \dots, I-1$ i $j=I-2, I-1, I$.⁴⁹³ Tada je konačan iznos rešenih šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka jednak:

$$C_{i,I}^R \cdot \hat{f}_i^R = C_{i,I}^R + \hat{\alpha} RBNS_i^I = C_{i,I}^R \left(1 + \frac{\hat{\alpha} RBNS_i^I}{C_{i,I}^R} \right), \quad (3.112)$$

gde su:

- $C_{i,I}^R$ - iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka, a rešene su do kraja I -tog perioda razvoja,
- \hat{f}_i^R - ocena repnog faktora razvoja za rešene štete,
- $\hat{\alpha}$ - ocena parametra α ,
- $RBNS_i^I$ - iznos na kraju I -tog perioda razvoja rezervi za prijavljene, ali nerešene štete koje potiču iz i -tog perioda nastanka.

Na osnovu obrasca (3.112) proizilazi da je ocena repnog faktora za rešene štete oblika:

$$\hat{f}_i^R = 1 + \frac{\hat{\alpha} RBNS_i^I}{C_{i,I}^R}. \quad (3.113)$$

Iako je *Sherman*-ova algebarska metoda, sa aktuarskog aspekta, naprednija u odnosu na prethodno obrazložene metode, korektnost njenog rezultata može biti narušena neadekvatnošću rezervi za prijavljene, ali nerešene štete.

Konačno, repni faktor može biti ocenjen ekstrapolacijom krive, koja je prethodno prilagođena razvoju šteta koji prethodi „repu“. Metoda može biti primenjena neposredno na podatke o rešenim (ili prijavljenim) štetama, ili na ocenjene vrednosti faktora razvoja (što je češći slučaj u praksi). Iz familije krivih, za koju se pretpostavlja da odražava razvoj šteta konkretnog portfelja, bira se ona kriva kojom se, u najboljoj mogućoj meri, aproksimiraju raspoloživi podaci, ocenjujući njene parametre metodom najmanjih kvadrata. Samo prilagođavanje odgovarajućeg teorijskog oblika krive podrazumeva primenu jednostavnog regresionog modela u kome se period razvoja javlja kao promenljiva kojom se objašnjava obrazac razvoja šteta. Kako funkcije koje se koriste u date svrhe odražavaju nelinearne zavisnosti promenljivih, ocenjivanju parametara prethodi prevođenje tih funkcija u njihovu linearnu formu. Ekstrapolacija vrednosti zavisne promenljive se vrši za dovoljno

⁴⁹³ Pošto tokom prvih perioda razvoja mogu nastati velike štete čije se rešavanje ostvaruje na račun IBNR rezervi, vrednosti pojedinačnih koeficijenta inkrementalnih rešenih šteta i „oslobođenih“ RBNS rezervi u njima mogu biti nerealno visoke. Stoga je, u praktičnim primenama, uobičajeno da se korektivni faktor izračunava u vidu prosečne vrednosti datih racija samo za poslednja dva ili tri perioda razvoja.

veliki broj perioda razvoja, za koji budući faktori razvoja konvergiraju ka jedinici. Ocena repnog faktora predstavlja proizvod svih ekstrapoliranih faktora, počev od I -tog do zadatog konačnog perioda razvoja šteta. Na primer, pod pretpostavkom da razvojni deo faktora razvoja opada po konstantnoj stopi između sukcesivnih perioda razvoja, kriva faktora razvoja se može iskazati pomoću funkcije eksponencijalnog trenda:

$$f_j = 1 + d_j = 1 + a \cdot e^{b \cdot j}, \quad (3.114)$$

odnosno

$$d_j = f_j - 1 = a \cdot e^{b \cdot j}, \quad (3.115)$$

gde su:

- f_j - faktor razvoja za j -ti period razvoja,
- a, b - parametri funkcije eksponencijalnog trenda,
- j - oznaka perioda razvoja,
- d_j - razvojni deo faktora razvoja za j -ti period razvoja.

Logaritmovanjem poslednjeg izraza (3.115) dobija se tzv. logaritamsko - linearni (log-lin) model:

$$\ln(f_j - 1) = \ln(a) + b \cdot j, \quad (3.116)$$

čiji se parametri $\ln(a)$ i b ocenjuju kako bi bile dobijene ocene \hat{a} i \hat{b} i ocenjena funkcija $\hat{f}_j = 1 + \hat{a} \cdot e^{\hat{b} \cdot j}$, koja omogućuje ekstrapolacije za buduće periode razvoja. Za narednih m perioda razvoja, ocena repnog faktora će biti jednaka:

$$\hat{f}_t = \prod_{j=I}^{I+m-1} \hat{f}_j. \quad (3.117)$$

Ukoliko je reč o poslovnoj liniji sa veoma dugim, tj. relativno sporo opadajućim repom, model eksponencijalnog trenda dovodi do potcenjenosti repnog faktora.⁴⁹⁵ U takvoj situaciji, raspoloživim podacima se prilagođava neki od teorijskih modela krive koji rezultuje „težim“ repom razvoja šteta, najčešće pomoću funkcije *Weibull*-a:

$$f_j = \frac{1}{1 - e^{-a \cdot j^b}}, \quad (3.118)$$

⁴⁹⁴ Na osnovu prvog izvoda $\frac{\partial d_j}{\partial j} = a \cdot b \cdot e^{b \cdot j} = b \cdot d_j$ sledi: $b = \frac{\partial d_j}{\partial j} \cdot \frac{1}{d_j} = \frac{\partial d_j / d_j}{\partial j}$, tj. parametar b predstavlja polu-elastičnost d_j u odnosu na j . Za $b < 0$, jedinično povećanje broja perioda razvoja dovodi do smanjenja razvojnog dela faktora razvoja za konstantan procentualni iznos $100 \cdot b$.

⁴⁹⁵ Boor, *op. cit.*, str. 372.

odnosno stepene funkcije:

$$f_j = 1 + a \cdot j^b, \quad (3.119)$$

ili *Sherman*-ove stepene funkcije sa pomakom:⁴⁹⁶

$$f_j = 1 + a(j+c)^b, \quad (3.120)$$

(koja je „inverzna“ za $b < 0$),⁴⁹⁷ za koje stopa pada razvojnog dela faktora razvoja nije konstantna, već se smanjuje protekom vremena. Za postizanje još bolje prilagođenosti realnim podacima, *Boor* (2006) predlaže ocenjivanje parametara datih funkcija na osnovu manjeg broja kasnijih perioda razvoja, čime se postiže relativno konzervativniji rezultat, tj. veći repni faktor. Ograničenja metode ekstrapolacija se ogledaju u zahtevu da vrednosti svih faktora razvoja budu striktno veće od jedinice, kao i arbitrarnosti izbora dužine perioda projekcije.⁴⁹⁸

3.2.4. Test adekvatnosti rezervi za štete

Testiranjem adekvatnosti rezervi za štete proverava se kvalitet rezervisanja u prošlosti. Primarno, dovoljnost rezervisanih iznosa u okviru posmatranog vremenskog perioda se testira sprovođenjem tzv. *run-off* analize, u okviru koje se porede prvobitno predviđeni i stvarni razvoj šteta tokom istog perioda. *A posteriori* revizija rezervisanog iznosa šteta se vrši na osnovu isplata šteta iz datih rezervi i prikupljenih dodatnih informacija tokom perioda.⁴⁹⁹ Preciznije, rezervisane štete na početku perioda, umanjene za iznos rešenih šteta tokom perioda i rezervisanih šteta na kraju perioda, u oba slučaja nastalih u prethodnim periodima, daju rezultat *run-off* analize, koji može biti iskazan u apsolutnom ili relativnom obliku (u odnosu na polazni iznos rezervisanih šteta).⁵⁰⁰ Pozitivan *run-off* rezultat indicira precenjenost, a negativan potcenjenost rezervi za štete sa početka perioda (ili tzv. podrezervisanost), što je svakako relevantnija i nepovoljnija situacija sa aspekta evaluacije solventnosti osiguravača.

⁴⁹⁶ Sherman, *op. cit.*, str. 123.

⁴⁹⁷ Linearni oblici navedenih funkcija, na osnovu kojih se dobijaju ocene parametara, jednaki su:

$$\ln\left(-\ln\left(1 - \frac{1}{f_j}\right)\right) = \ln(a) + b \cdot \ln(j), \quad \ln(f_j - 1) = \ln(a) + b \cdot \ln(j) \quad \text{i} \quad \ln(f_j - 1) = \ln(a) + b \cdot \ln(j + c), \quad \text{respektivno.}$$

⁴⁹⁸ Institute and Faculty of Actuaries, *op. cit.*, str. E13.3.

⁴⁹⁹ AISAM, ACME (2007). „AISAM-ACME study on Non-life long tail liabilities: Reserve risk and risk margin assessment under Solvency II“. *Joint Report*. Brussels (preuzeto 12.10.2011. sa www.amic-eu.org/Download.ashx?ID=12779), str. 13.

⁵⁰⁰ IAIS (2004), *op. cit.*, str. 8.

Predmet *run-off* analize mogu biti RBNS rezerve, IBNR rezerve ili ukupne rezerve za štete osiguravača. Za posmatrani vremenski period t , *run-off* rezultat rezervi za prijavljene, ali nerešene štete u prvom slučaju (u oznaci $Run-off_{RBNS}^t$ u apsolutnom, odnosno $Run-off_{RBNS}^t(\%)$ u relativnom smislu), predstavlja razliku RBNS rezervi na početku tog perioda ($RBNS^{t-1}$), rešenih šteta tokom perioda, koje su bile prijavljene, ali nerešene na početku perioda (S_{RBNS}^t) i rezervi na kraju perioda za štete koje su nastale i prijavljene pre početka perioda, ali nisu rešene do kraja perioda ($RBNS_{RBNS^{t-1}}^t$), za datu grupu šteta:

$$Run-off_{RBNS}^t = RBNS^{t-1} - S_{RBNS}^t - RBNS_{RBNS^{t-1}}^t, \quad (3.121)$$

$$Run-off_{RBNS}^t(\%) = \frac{Run-off_{RBNS}^t}{RBNS^{t-1}}. \quad (3.122)$$

U drugom slučaju, *run-off* rezultat rezervi za nastale, ali neprijavljene štete (u oznaci $Run-off_{IBNR}^t$ u apsolutnom, odnosno $Run-off_{IBNR}^t(\%)$ u relativnom smislu), predstavlja razliku IBNR rezervi na početku perioda ($IBNR^{t-1}$), rešenih šteta tokom perioda, koje su nastale pre, ali nisu bile prijavljene na početku perioda (S_{IBNR}^t), rezervi na kraju perioda za štete koje su nastale pre početka perioda, prijavljene su u toku perioda, ali nisu rešene do kraja perioda ($RBNS_{IBNR^{t-1}}^t$) i rezervi na kraju perioda za štete koje su nastale pre početka perioda, ali nisu prijavljene do kraja perioda ($IBNR_{IBNR^{t-1}}^t$), za datu grupu šteta:

$$Run-off_{IBNR}^t = IBNR^{t-1} - S_{IBNR}^t - RBNS_{IBNR^{t-1}}^t - IBNR_{IBNR^{t-1}}^t, \quad (3.123)$$

$$Run-off_{IBNR}^t(\%) = \frac{Run-off_{IBNR}^t}{IBNR^{t-1}}. \quad (3.124)$$

Konačno, *run-off* rezultat ukupnih rezervi za štete (u oznaci $Run-off^t$ u apsolutnom, odnosno $Run-off^t(\%)$ u relativnom smislu), predstavlja zbir *run-off* rezultata RBNS i IBNR rezervi, kao njihovih komponenti. Tačnije, ovaj rezultat se, za datu grupu šteta, određuje u vidu razlike ukupnih rezervi za štete na početku perioda ($IBNR^{t-1} + RBNS^{t-1}$), ukupnih rešenih šteta tokom perioda, koje su nastale pre početka perioda ($S_{RBNS,IBNR}^t$), rezervi na kraju perioda za štete koje su nastale pre početka perioda i prijavljene su (pre ili tokom perioda), ali nisu rešene do kraja perioda ($RBNS_{RBNS^{t-1},IBNR^{t-1}}^t$) i rezervi na kraju

perioda za štete koje su nastale pre početka perioda, ali nisu prijavljene do kraja perioda ($IBNR_{IBNR^{t-1}}^t$):

$$Run-off^t = IBNR^{t-1} + RBNS^{t-1} - S_{RBNS, IBNR}^t - RBNS_{RBNS^{t-1}, IBNR^{t-1}}^t - IBNR_{IBNR^{t-1}}^t, \quad (3.125)$$

$$Run-off^t (\%) = \frac{Run-off^t}{IBNR^{t-1} + RBNS^{t-1}}. \quad (3.126)$$

Na rezultat *run-off* analize utiču faktori poput nivoa agregiranja šteta, tretmana efekata reosiguranja i dužine perioda na koji se analiza odnosi. Logično je obezbediti konzistentnost načina grupisanja šteta u svrhe rezervisanja i u svrhe provere dovoljnosti formiranih rezervi. Stoga se *run-off* analiza najčešće sprovodi na nivou linija poslovanja. Iako ređa, njena primena je moguća i na drugim, višim ili nižim nivoima agregiranja šteta (poput celokupnog portfelja, odnosno pojedinih tarifa osiguranja), ali uz poštovanje opšteg pravila da potcenjenost rezervacija jedne grupe šteta ne može biti kompenzovana precenjenošću rezervacija druge grupe šteta. Pri tome je, u aktuarskoj praksi, zastupljeno zasebno sprovođenje *run-off* analize za redovne i štete u sporu, po pojedinim periodima njihovog nastanka. Zbog problema blagovremenog obezbeđenja svih potrebnih podataka od reosiguravača, neosetljivosti neto *run-off* rezultata na realizaciju krupnih i katastrofalnih šteta, i njegove istovremene osetljivosti na trenutak isteka ugovora o reosiguranju, poželjno je da se obračun *run-off* rezultata vrši na bruto osnovi (tj. bez efekata reosiguranja). Isuviše kratak vremenski period na koji se *run-off* analiza odnosi ugrožava pouzdanost njenog rezultata, dok isuviše dug period dovodi u pitanje svrsishodnost same analize. Stoga se, u opštem slučaju, *run-off* analiza sprovodi nakon jedne do dve godine od trenutka rezervisanja. Ipak, dužina datog perioda treba da bude usklađena i sa prirodom odnosne grupe šteta. Na primer, štetama sa dugim repom razvoja odgovara relativno duži period na koji se *run-off* analiza odnosi, i obrnuto.⁵⁰¹

Interpretacija rezultata *run-off* analize zahteva prethodno usvajanje odgovarajućeg kriterijuma njegove prihvatljivosti. Čak i pod pretpostavkom apsolutne pouzdanosti primenjene metode rezervisanja, sasvim je realno očekivati pozitivna ili negativna odstupanja stvarnog u odnosu na predviđeni razvoj šteta, usled slučajnih fluktuacija šteta, ili nepredviđenog delovanja internih ili eksternih faktora. Sa aspekta solventnosti osiguravača, idealna situacija podrazumeva *run-off* rezultat u visini od +5% ukupnih rezervisanih šteta na

⁵⁰¹ Pavlović, B. (2010). „Adekvatnost rezervacije obaveza za štete (Run-off analiza)“. *Problemi poslovanja osiguravajućih kompanija u uslovima krize*, Kočović, J., Hanić, H. (ed.), Beograd: Institut za osiguranje i aktuarstvo, str. 248-249.

početku perioda. U praksi se toleriše *run-off* rezultat čija je vrednost u intervalu $[-10\%,+10\%]$, ali pod uslovom da on nije konstantno negativan tokom nekoliko godina posmatranja. Ukoliko je ishod više uzastopnih obračuna *run-off* rezultata zadovoljavajući, opravdano je očekivati da će se i rezerve za štete, koje se formiraju u tekućoj godini, pri nepromenjenim uslovima, pokazati adekvatnim u budućnosti, i obrnuto. Pažljiva provera adekvatnosti rezervi za štete može indicirati ne samo njihovu potcenjenost, već i druge probleme, poput neadekvatnosti premija ili reosiguravajućeg pokrića, koji se direktno tiču solventnosti kompanije, iz čega proizilazi višestruki značaj *run-off* analize.

3.2.5. Rizik adekvatnosti rezervi za štete u jednogodišnjem vremenskom periodu

Standardne aktuarske metode rezervisanja, bilo da su determinističke ili stohastičke prirode, ocenjuju potrebne rezerve za štete na bazi projektovanog konačnog iznosa odnosnih šteta. Na njihovim rezultatima zasnovana mera rizika rezervi odražava nepovoljan razvoj šteta tokom celokupnog perioda do likvidacije tih šteta. Merenje rizika u svrhe evaluacije solventnosti osiguravajućih kompanija, sa druge strane, ima u vidu vremenski horizont od jedne godine. Stepem izloženosti riziku rezervi u neživotnom osiguranju je, logično, manji ukoliko se posmatra u jednogodišnjem, nego u celokupnom periodu do izmirenja odnosnih obaveza, čak i u slučaju linija sa kratkim repom. U uslovima obrazložene nekonzistentnosti vremenske perspektive između metoda rezervisanja i modela za utvrđivanje solventnosti osiguravajućih kompanija, postoji mogućnost da će zahtevani kapital na ime pokrića rizika rezervi biti precenjen. Stoga se javlja potreba za prilagođavanjem postojećih metoda rezervisanja, ili njihovom zamenom inovativnim metodama, kako bi dobijena mera rizika rezervi odgovarala jednogodišnjem vremenskom periodu. Pored toga, ukoliko se, pri utvrđivanju solventnosti osiguravača, rizici imovine već mere na jednogodišnjoj osnovi, logično bi bilo da tretman rizika osiguranja, pa samim tim i rizika rezervi, bude ekvivalentan.⁵⁰² Kratkoročan pristup merenju rizika rezervi je pretpostavka uspešnog upravljanja tim rizikom u dugom roku, relevantan je sa aspekta upravljačkih odluka koje se donose na regularnoj osnovi i vremenski usklađen sa finansijskim izveštavanjem osiguravača.⁵⁰³ Uobičajene stohastičke metode rezervisanja omogućuju vrednovanje rizika procesa i parametara, ali ne i rizika modela, koji takođe

⁵⁰² AISAM, ACME, *op. cit.*, str. 4.

⁵⁰³ Wüthrich, M.V., Merz, M., Lysenko, N. (2009). „Uncertainty of the Claims Development Result in the Chain Ladder Method“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2009(1), str. 65.

predstavlja važnu komponentu ukupnog rizika rezervisanja, a čije se prisustvo može manifestovati kroz nepovoljan razvoj šteta u toku vremena.⁵⁰⁴ Stoga je potrebno pratiti promene odnosa stvarnih i rezervisanih šteta u kraćim intervalima vremena, i time omogućiti blagovremeno reagovanje na značajna odstupanja među njima. Konačno, treba imati u vidu da se svaki pristup merenju rizika svodi na predviđanje budućeg ponašanja rizičnih varijabli, na bazi prošlog iskustva i odgovarajućih pretpostavki. Povećanjem vremenskog horizonta na koji se predviđanje odnosi, smanjuje se njegova preciznost, pri ostalim nepromenjenim uslovima. Takav argument utoliko više dobija na značaju u kontekstu formiranja rezervi za štete, jer kasnijim godinama nastanka šteta odgovara ne samo relativno duži period predviđanja, do konačnog izmirenja tih šteta, već i relativno kraći period prošlog iskustva.

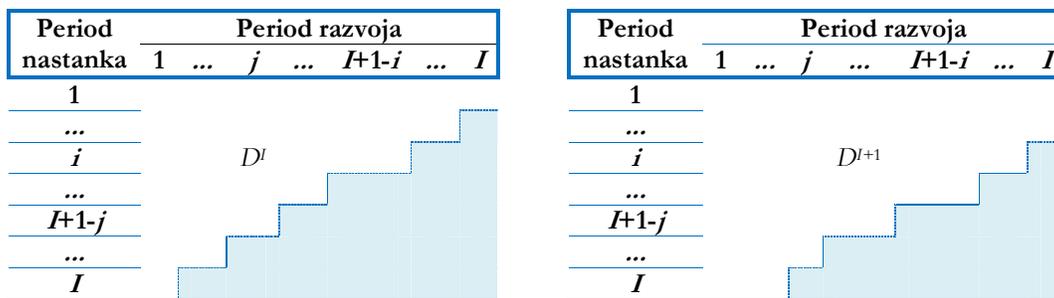
U savremenoj literaturi iz oblasti aktuarstva, navedenim argumentima iniciran je poseban pravac razvoja stohastičkih metoda rezervisanja koje su kompatibilne sa jednogodišnjim vremenskim periodom.⁵⁰⁵ Merz i Wüthrich (2007), kao njegovi utemeljivači, formulisali su analitički pristup za izračunavanje srednje kvadratne greške predviđanja tzv. rezultata razvoja šteta (tj. *run-off* rezultata) u narednoj godini. Predstavljajući svojevrsnu adaptaciju klasične Mack-ove (1993) metode rezervisanja, njihov pristup je od posebnog značaja sa aspekta predmetnog rada.

Mogućnost da ocenjene rezerve neće biti dovoljne za konačnu isplatu šteta, nakon završetka njihovog razvoja, predstavlja „ultimativni“ rizik rezervi za štete. Jednogodišnji rizik rezervi, sa druge strane, predstavlja rizik godišnjeg *run-off* rezultata.⁵⁰⁶ Naime, prirastom informacija o razvoju šteta između sukcesivnih poslovnih godina I i $I+1$, trougao razvoja se proširuje dijagonalom $\{C_{i,I+2-i}: i = 1, \dots, I\}$ gde, u skladu sa dosadašnjom notacijom, simbol $C_{i,j}$ označava kumulativni iznos šteta koje potiču iz i -te godine nastanka ($i = 1, \dots, I$), a koje su rešene do kraja j -te godine (perioda) razvoja ($j = 1, \dots, J$), pri čemu je $I = J$ (videti grafikon 3.10).

⁵⁰⁴ Conway, T., McCluskey, M. (2008). „Evolution of Loss Reserve Risk“. *Enterprise Risk Management Symposium Monograph*. Schaumburg: Society of Actuaries, str. 9.

⁵⁰⁵ Šire videti u: Merz, M., Wüthrich, M.V. (2007). „Prediction Error of the Expected Claims Development Result in the Chain Ladder Method“. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1/2007, str. 117-137.; Ohlsson, E., Lauzeningsks, J. (2008). „The one year non-life insurance risk“. *Conference Paper, Astin Colloquium 2008*. Manchester, str. 1-19.

⁵⁰⁶ Ohlsson, Lauzeningsks, *op. cit.*, str. 5.



Grafikon 3.10. Troglovi razvoja šteta u godinama I i I+1

Izvor: Merz, M., Wüthrich, M.V. (2007). „Prediction Error of the Expected Claims Development Result in the Chain Ladder Method“. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1/2007, str. 119.

Raspoloživim skupovima opservacija na kraju I -te godine : $D^I = \{C_{i,j} : i+j-1 \leq I, i=1, \dots, I\}$ i na kraju $(I+1)$ -ve godine: $D^{I+1} = \{C_{i,j} : i+j-1 \leq I+1, i=1, \dots, I\} = D^I \cup \{C_{i,I+2-i} : i=1, \dots, I\}$ odgovaraju dve očekivane vrednosti konačnog iznosa šteta $C_{i,I}$ nastalih u i -toj godini:

$$E(C_{i,I} | D^I) = C_{i,I+1-i} \prod_{j=I+1-i}^{I-1} f_j \quad \text{i} \quad E(C_{i,I} | D^{I+1}) = C_{i,I+2-i} \prod_{j=I+2-i}^{I-1} f_j, \quad 1 \leq i \leq I, \quad (3.127)$$

gde su:

- $C_{i,I+1-i}$ - iznos šteta koje potiču iz i -te godine nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja kalendarske godine $I+1-i$,
- $C_{i,I+2-i}$ - iznos šteta koje potiču iz i -te godine nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja kalendarske godine $I+2-i$,
- f_j - faktor razvoja za j -ti period razvoja.

Kako vrednosti faktora razvoja f_j nisu poznate, one mogu biti ocenjene na osnovu dostupnih podataka D^I i D^{I+1} u dvema uzastopnim godinama I i $(I+1)$ u obliku:

$$\hat{f}_j^I = \frac{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j+1}}{\sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} \quad \text{i} \quad \hat{f}_j^{I+1} = \frac{\sum_{m=1}^{I+1-j} C_{m,j+1}}{\sum_{m=1}^{I+1-j} C_{m,j}}, \quad 1 \leq j \leq I-1. \quad (3.128)$$

Tada nepoznati konačni iznosi šteta, po godinama njihovog nastanka, mogu biti ocenjeni na kraju I -te i $(I+1)$ -ve godine, primenom metode lančanih lestvica, na osnovu poznatih iznosa $C_{i,I+1-i}$, odnosno $C_{i,I+2-i}$, i sledećih obrazaca:

$$\hat{C}_{i,I}^I = C_{i,I+1-i} \prod_{j=I+1-i}^{I-1} \hat{f}_j^I \quad \text{i} \quad \hat{C}_{i,I}^{I+1} = C_{i,I+2-i} \prod_{j=I+2-i}^{I-1} \hat{f}_j^{I+1}, \quad 2 \leq i \leq I. \quad (3.129)$$

Polazeći od prikazanih ocena i raspoloživih opservacija, nepoznati stvarno potrebni iznosi rezervi za štete sa aspekta I -te i $(I+1)$ -ve godine ($R_i^I = C_{i,I} - C_{i,I+1-i}$ i $R_i^{I+1} = C_{i,I} - C_{i,I+2-i}$, respektivno), odnosno njihove uslovne očekivane vrednosti, kao tzv. „najbolje procene“⁵⁰⁷ rezervi ($E(R_i^I|D^I) = E(C_{i,I}^I|D^I) - C_{i,I+1-i}$ i $E(R_i^{I+1}|D^I) = E(C_{i,I}^{I+1}|D^I) - C_{i,I+2-i}$, respektivno), se ocenjuju primenom obrazaca:

$$\hat{R}_i^I = \hat{C}_{i,I}^I - C_{i,I+1-i} \quad \text{i} \quad \hat{R}_i^{I+1} = \hat{C}_{i,I}^{I+1} - C_{i,I+2-i}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.130)$$

gde su:

- $\hat{R}_i^I, \hat{R}_i^{I+1}$ - ocena rezervi za štete koje potiču iz i -te godine nastanka na osnovu raspoloživih opservacija na kraju I -te, odnosno $(I+1)$ -ve godine razvoja,
- $\hat{C}_{i,I}^I, \hat{C}_{i,I}^{I+1}$ - ocena konačnog kumulativnog iznosa šteta koje potiču iz i -te godine nastanka na osnovu raspoloživih opservacija na kraju I -te, odnosno $(I+1)$ -ve godine razvoja,
- $C_{i,I+1-i}, C_{i,I+2-i}$ - iznos šteta koje potiču iz i -te godine nastanka, a koje su rešene (prijavljene) do kraja kalendarske godine $I+1-i$, odnosno $I+2-i$.

U skladu sa već formulisanom definicijom, *run-off* rezultat $(I+1)$ -ve godine za štete koje potiču iz godina $i = 2, \dots, I$, u oznaci $Run-off_i^{I+1}$, predstavlja razliku između (uslovne) očekivane vrednosti rezervi za štete na kraju I -te i $(I+1)$ -ve godine, korigovanu isplataama tokom $(I+1)$ -ve godine za štete koje su nastale pre I -te godine:

$$Run-off_i^{I+1} = E(R_i^I|D^I) - (S_{i,I+2-i} + E(R_i^{I+1}|D^{I+1})) = E(C_{i,I}^I|D^I) - E(C_{i,I}^{I+1}|D^{I+1}), \quad (3.131)$$

gde je

$$S_{i,I+2-i} = C_{i,I+2-i} - C_{i,I+1-i} \quad (3.132)$$

inkrementalna isplata tokom $(I+2-i)$ -te godine razvoja, odnosno $(I+1)$ -ve kalendarske godine, za štete koje potiču iz i -te godine nastanka. Ukupan rezultat razvoja šteta datog portfelja u godini $(I+1)$ jednak je: $\sum_{i=2}^I Run-off_i^{I+1}$. Zamenom nepoznatih parametara njihovim ocenama, *run-off* rezultat $(I+1)$ -ve godine može biti ocenjen na kraju I -te godine po pojedinačnim godinama nastanka šteta, analogno konačnim štetama i rezervama za štete, na sledeći način:

⁵⁰⁷ Wüthrich, Merz, *op. cit.*, str. 17.

$$Run \triangleq off_i^{I+1} = \hat{R}_i^I - (S_{i,I+2-i} + \hat{R}_i^{I+1}) = \hat{C}_{i,I}^I - \hat{C}_{i,I}^{I+1}, \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.133)$$

shodno čemu je ocena ukupnog *run-off* rezultata $(I+1)$ -ve godine jednaka: $\sum_{i=2}^I Run \triangleq off_i^{I+1}$. U poređenju sa izvornim *Mack*-ovim (1993) pristupom, *Merz* i *Wüthrich* (2008) uvode dodatnu pretpostavku, prema kojoj slučajni niz $\{C_{i,j}\}_{j \geq 1}$ u metodi lančanih lestvica predstavlja proces *Markov*-a. Iz osobine martingala proizilazi da je uslovna očekivana vrednost *run-off* rezultata $(I+1)$ -ve godine na početku te godine jednaka nuli, tj.

$$E(Run - off_i^I | D^I) = 0, \quad (3.134)$$

što je intuitivno logično, imajući u vidu da su dobijene ocene konačnog iznosa šteta, i samim tim, i ocene rezervi za štete, nepristrasne. Otuda se jednogodišnji rizik rezervi za štete, sa aspekta I -te godine, dovodi u direktnu vezu sa mogućnošću odstupanja veličine $Run \triangleq off_i^{I+1}$ (čija će realizacija biti poznata tek na kraju $(I+1)$ -ve godine) od nule. Mera tog rizika je drugi centralni momenat uslovne raspodele verovatnoća *run-off* rezultata $(I+1)$ -ve godine u odnosu na skup opservacija D^I .⁵⁰⁸

Imajući u vidu prethodna razmatranja, srednja kvadratna greška predviđanja *run-off* rezultata naredne godine na osnovu $Run \triangleq off_i^{I+1}$ za svaku pojedinu godinu nastanka šteta $i = 2, \dots, I$ (u oznaci $skg_{Run \triangleq off_i^{I+1} | D^I}(0)$) može biti prikazana u obliku:

$$skg_{Run \triangleq off_i^{I+1} | D^I}(0) = E\left(\left(Run \triangleq off_i^{I+1} - 0\right)^2 | D^I\right). \quad (3.135)$$

Pored volatilnosti stvarnog *run-off* rezultata, kao čiste varijanse procesa, data greška proizilazi i iz činjenice da se nepoznati stvarni *run-off* rezultat ocenjuje, tj. iz greške ocenjivanja parametara. Stoga, srednja kvadratna greška predviđanja *run-off* rezultata $(I+1)$ -ve godine za štete koje potiči iz i -te godine može biti posmatrana u vidu zbira dveju komponenti:

$$skg_{Run \triangleq off_i^{I+1} | D^I}(0) = Var(Run - off_i^{I+1} | D^I) + skg_{Run - off_i^{I+1} | D^I}(Run \triangleq off_i^{I+1} | D^I), \quad 2 \leq i \leq I, \quad (3.136)$$

gde je

$$skg_{Run - off_i^{I+1} | D^I}(Run \triangleq off_i^{I+1} | D^I) = E\left(\left(Run - off_i^{I+1} - Run \triangleq off_i^{I+1}\right)^2 | D^I\right). \quad (3.137)$$

⁵⁰⁸ Merz, Wüthrich (2007), *op. cit.*, str. 117.

Kako za dve proizvoljne slučajne promenljive X i Y , u opštem slučaju, važi relacija: $E((X - Y)^2) = \text{Var}(X - Y) - (E(X - Y))^2$, i imajući u vidu nultu uslovnu očekivanu vrednost stvarnog *run-off* rezultata, moguće je zapisati:

$$skg_{Run-off_i^{I+1}|D^I} (Run \hat{=} off_i^{I+1}|D^I) = \text{Var}((Run - off_i^{I+1} - Run \hat{=} off_i^{I+1})|D^I) + (E(Run \hat{=} off_i^{I+1}|D^I))^2. \quad (3.138)$$

Na bazi ocena svake od prikazanih komponenti (tj. volatilnosti stvarnog *run-off* rezultata i njegovog odstupanja od odgovarajuće ocene, kao i pristrasnosti te ocene) za $i = 2, \dots, I$:

$$V\hat{a}r(Run - off_i^{I+1}|D^I) = (\hat{C}_{i,I}^I)^2 \frac{\hat{\sigma}_{I+1-i}^2}{(\hat{f}_{I+1-i}^I)^2 C_{i,I+1-i}},^{509} \quad (3.139)$$

$$V\hat{a}r((Run - off_i^{I+1} - Run \hat{=} off_i^{I+1})|D^I) = (\hat{C}_{i,I}^I)^2 \sum_{j=I+2-i}^I \left(\frac{C_{I+1-j,j}}{\sum_{m=1}^{I+j-1} C_{m,j}} \right)^2 \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^I)^2 C_{I+1-j,j}},^{510} \quad (3.140)$$

$$\hat{E}\left(\left(E(Run \hat{=} off_i^{I+1}|D^I)\right)^2|D^I\right) = (\hat{C}_{i,I}^I)^2 \left(\frac{\hat{\sigma}_{I+1-i}^2}{(\hat{f}_{I+1-i}^I)^2 \sum_{m=1}^{I-1} C_{m,I+1-i}} + \sum_{j=I+2-i}^I \left(\frac{C_{I+1-j,j}}{\sum_{m=1}^{I+j-1} C_{m,j}} \right)^2 \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^I)^2 \sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} \right),^{511} \quad (3.141)$$

respektivno, ocena srednje kvadratne greške predviđanja *run-off* rezultata naredne godine, za štete koje potiču iz i -te godine, u oznaci $\hat{sk}g_{Run \hat{=} off_i^{I+1}|D^I}(0)$, može biti dobijena na osnovu:

$$\hat{sk}g_{Run \hat{=} off_i^{I+1}|D^I}(0) = (\hat{C}_{i,I}^I)^2 \left(\frac{\hat{\sigma}_{I+1-i}^2}{(\hat{f}_{I+1-i}^I)^2} \left(\frac{1}{C_{i,i+1-i}} + \frac{1}{\sum_{m=1}^{i-1} C_{m,I+1-i}} \right) + \sum_{j=I+2-i}^I \frac{C_{I+1-j,j}}{\sum_{m=1}^{I+j-1} C_{m,j}} \cdot \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^I)^2 \sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} \right), \quad (3.142)$$

gde je, u skladu sa (3.70):

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{I-j-1} \sum_{i=1}^{I-j} C_{i,j} \left(\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} - \hat{f}_j \right)^2, \quad 1 \leq j \leq I-2.$$

Kvadratni koren prikazane ocene srednje kvadratne greške (3.142) predstavlja standardnu grešku predviđanja *run-off* rezultata naredne godine za štete koje potiču iz i -te godine, tj. standardnu devijaciju raspodele verovatnoća tog rezultata. Ocena srednje

⁵⁰⁹ Dokaz videti u: Wüthrich *et al.*, *op. cit.*, str. 83.

⁵¹⁰ Dokaz videti u: Merz, Wüthrich (2008), *op. cit.*, str. 564-565.

⁵¹¹ Dokaz videti u: Merz, Wüthrich (2007), *op. cit.*, str. 127-129.

kvadratne greške predviđanja ukupnog *run-off* rezultata, u oznaci $\hat{s}kg_{\sum_{i=2}^I Ru\&off_i^{I+1}}(0)$, ne može biti dobijena prostim sumiranjem izvedenih ocena po individualnim godinama nastanka šteta, već je potrebno uzeti u obzir i međusobnu korelisanost projekcija konačnih iznosa šteta između tih godina, čime se dolazi do obrasca.⁵¹²

$$\hat{s}kg_{\sum_{i=2}^I Ru\&off_i^{I+1}}(0) = \sum_{i=2}^I \left[\hat{s}kg_{Ru\&off_i^{I+1}|D^I}(0) + 2\hat{C}_{i,I} \left(\sum_{m=i+1}^I \hat{C}_{m,I} \right) \left(\frac{\hat{\sigma}_{I+1-i}^2}{(\hat{f}_{I+1-i}^I)^2 \sum_{m=1}^{i-1} C_{m,I+1-i}} + \sum_{j=I+2-i}^I \frac{C_{I+1-j,j}}{\sum_{m=1}^{I+1-j} C_{m,j}} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{(\hat{f}_j^I)^2 \sum_{m=1}^{I-j} C_{m,j}} \right) \right]. \quad (3.143)$$

Uprkos ubedljivosti argumenata u prilog merenju rizika rezervisanja u jednogodišnjem periodu, logično je postaviti pitanje da li jedinstveni vremenski horizont, bez obzira na njegovo trajanje, uopšte može biti podjednako prikladan za različite vrste rizika i linije poslovanja neživotnih osiguravača? Vremenska perspektiva merenja rizika rezervisanja utoliko više dobija na značaju što je veća duracija obaveza osiguravača. Linijama sa dugim repom svojstvene su kompleksne i obimne štete, koje su teže za procenu i rešavanje i podložnije uticaju monetarne i socijalne inflacije (kojima se povećava varijabilitet konačnih isplata šteta i umanjuje pouzdanost njihovog predviđanja). Zbog relativno dužeg zadržavanja takvih šteta u portfelju, neizvesnost u pogledu konačnog iznosa šteta u linijama sa dugim repom, nasuprot linijama sa kratkim repom, se ne smanjuje nužno protokom vremena. Zanimljivo mali godišnji varijabilitet rezervi za štete kod dugoročnih poslovnih linija može dovesti do kontroverzne situacije, u kojoj se zahteva manji iznos kapitala za pokriće rizika adekvatnosti rezervi datih linija u poređenju sa kratkoročnim linijama poslovanja. Ograničavanjem vremenskog horizonta u kome se modelira rizik rezervi za štete na samo jednu poslovnu godinu pri utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija zanemaruje se dugoročna priroda obaveza u vrstama neživotnog osiguranja sa dugim repom. Stoga je, u cilju otklanjanja moguće potcenjenosti solventnosnog kapitalnog zahteva na ime rizika rezervi, neophodno uvođenje dodatne rizične margine,⁵¹³ o čemu će biti više reči u kontekstu projekta Solventnost II u nastavku rada.

Postoji i takvo stanovište koje različitim komponentama rizika osiguranja dodeljuje različitu dužinu vremenskog horizonta, prilikom njihovog merenja u svrhe određivanja

⁵¹² Dokaz videti u: Merz, Wüthrich (2008), *op. cit.*, str. 565-567.

⁵¹³ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 57.

solventnosti osiguravača. Neizvesnost i ekstremni događaji, kao komponente rizika, bi trebali biti posmatrani tokom celokupnog vremenskog perioda na koji se odnosi polisa osiguranja, dok volatilitnost može biti zanemarena u dugom roku (preko jedne godine), zbog mogućnosti njene diverzifikacije.⁵¹⁴ Pojedini autori idu i korak dalje, zalažući se za višegodišnju perspektivu merenja ne samo rizika osiguranja, već i rizika imovine, u svrhe determinisanja agregatnog rizičnog profila osiguravača i sticanja potpunije slike njegovog razvoja tokom vremena.⁵¹⁵ Činjenica da je period od jedne godine opšte prihvaćeni vremenski horizont na koji se odnosi ocena solventnosti neživotnih osiguravača svakako ne implicira mogućnost zanemarivanja ukupnog trajanja njihove imovine i obaveza.

⁵¹⁴ IAA (2004), *op. cit.*, str. 21.

⁵¹⁵ Diers, D., Eling, M., Kraus, C., Linde, M. (2011). „The Multi-Year Non-Life Insurance Risk“. *PrePrint Series 2011-11*, Universität ULM, str. 29.

4. DINAMIČKI AKTUARSKI MODELI MERENJA RIZIKA OSIGURANJA

4.1. AKTUARSKI MODELI MERENJA RIZIKA U KONCEPTU SOLVENTNOST II

Regulatorni okvir utvrđivanja solventnosti neživotnih osiguravača u Evropskoj uniji formalno je uspostavljen 1973. godine, u formi tzv. prve⁵¹⁶, a zatim i treće⁵¹⁷ EU Direktive za neživotna osiguranja. Sa ciljem uvažavanja inflatornog dejstva i adekvatnijeg definisanja raspoloživog kapitala, usvajanjem Direktive u okviru projekta Solventnost I,⁵¹⁸ 2002. godine, izvršene su minorne izmene dotadašnjeg režima. Prvobitna metodologija utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija i njeni parametri su zadržani, uz odgovarajuće korekcije graničnih novčanih iznosa premija i šteta, kao i minimalnog garantnog fonda, u skladu sa aktuelnim ekonomskim ambijentom.⁵¹⁹

U međuvremenu je došlo do pojave novih i intenziviranja dejstva pojedinih postojećih rizika, ali je ostvaren i značajan napredak u domenu znanja i instrumenata koji su neophodni za merenje rizika i upravljanje njima. Tokom poslednje dve decenije, sektor osiguranja je izložen pritiscima izražene volatilnosti finansijskih tržišta i sve učestalijih katastrofalnih događaja, koji prete da ugroze njegovu stabilnost.⁵²⁰ Savremeno poslovno okruženje osiguravajućih kompanija se odlikuje složenijim proizvodima osiguranja i investicionim strategijama osiguravača, intenzivnom konsolidacijom i širenjem poslovanja na nova tržišta i delatnosti, kao svojevrsnim izazovima za organe nadzora.⁵²¹ Istovremeno, nekonzistentnost primene postojećeg režima solventnosti, njegova neusklađenost sa međunarodnim računovodstvenim i standardima finansijskog izveštavanja, kao i neprepoznavanje rastuće uloge osiguravajućih grupa i konvergencije u domenu finansijskih

⁵¹⁶ EEC (1973), *op. cit.*

⁵¹⁷ EEC (1992), *op. cit.*

⁵¹⁸ EC (2002), *op. cit.*

⁵¹⁹ Implementacijom projekta Solventnost I, granična vrednost premije pri izračunavanju premijske osnove je povećana sa 10 mil. EUR (prvobitno evropskih obračunskih jedinica - ECU) na 50 mil. EUR. U okviru obračuna osnove šteta, došlo je do povećanja graničnog iznosa prosečnih merodavnih šteta, sa 7 mil. EUR na 35 mil. EUR, pri čemu je referentni period za obračun stope samoprdržaja, u oba slučaja, proširen sa jedne na tri poslednje finansijske godine. Paralelno je prilagođen raspon vrednosti minimalnog garantnog fonda (sa 200-400 hiljada EUR na 2-3 mil. EUR, u zavisnosti od vrste osiguranja), uz prelazni period od 5 godina za ispunjenje navedenih zahteva. Šire videti u: EC (2002), *op. cit.*, čl. 1.

⁵²⁰ Linder, U., Ronkainen, V. (2004). „Solvency II – Towards a new insurance supervisory system in the EU“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2004(6), str. 463.

⁵²¹ Kočović, M., Mitrašević, M. (2011). „Savremeni problemi i trend u regulaciji solventnosti“. *Nadzor i kontrola poslovanja osiguravajućih kompanija*, Kočović, J. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 488-489.

usluga,⁵²² u sve većoj meri poprimaju karakter ograničavajućih faktora za dalji razvoj delatnosti osiguranja, ostavljajući prostor za regulatornu arbitražu između različitih tipova finansijskih institucija i zemalja članica EU.⁵²³ Strukturni nedostaci modela fiksnog koeficijenta, u prvom redu u smislu samo delimičnog i arbitrarnog uvažavanja rizika i njihovih međusobnih odnosa, o čemu je već bilo reči u prethodnom delu rada, zajedno sa bitno izmenjenim okolnostima poslovanja osiguravača, nametnuli su potrebu za razvojem fundamentalno različite metodologije utvrđivanja njihove solventnosti. Paralelno sa revizijom ustaljenog režima (tzv. Solventnost 0),⁵²⁴ koja je imala za rezultat implementaciju aktuelnog koncepta Solventnost I, početkom XXI veka iniciran je sveobuhvatan proces izgradnje potpuno novog, na rizicima zasnovanog, pristupa evaluaciji solventnosti osiguravača, u okviru predstojećeg koncepta Solventnost II (engl. *Solvency II*).

Cilj koncepta Solventnost II nije *a priori* povećanje ukupnog nivoa kapitala u sektoru osiguranja, već uspostavljanje visokih standarda merenja rizika i upravljanja njima, shodno kojima će i alokacija raspoloživog kapitala u ovom sektoru biti efikasnija u odnosu na postojeću situaciju. Time se obezbeđuje kvalitetnija zaštita osiguranika od rizika nemogućnosti naplate odštetnih zahteva, uz istovremeno jačanje, umesto pogoršanja, finansijskog položaja osiguravača, odnosno uz istovremeno snižavanje, umesto povećanja, cene usluge osiguranja, posmatrano na dugi rok. U skladu sa navedenim osnovnim su i drugi, dopunski ciljevi ovog koncepta, koji se odnose na povećanje stepena tržišne konkurencije, transparentnosti i fleksibilnosti poslovanja osiguravača, poverenja u instituciju osiguranja, stabilnosti i integriteta sektora osiguranja, ali i celokupnog finansijskog sektora, na nivou Evropske unije, kao i harmonizacije nadzora nad njima.⁵²⁵

4.1.1. Teorijske i metodološke osnove koncepta Solventnost II

Ključna ideja koncepta Solventnost II je da se razvije i podrži sposobnost osiguravača (i reosiguravača) da sami prepoznaju i razumeju rizike kojima je izloženo njihovo poslovanje, i obezbede potreban kapital za pokriće tih rizika. Kako bi, u što većem stepenu, bile uvažene stvarne rizične karakteristike osiguravajućih kompanija, koncept zastupa princip proporcionalnosti, prema kome standardi solventnosti moraju biti usklađeni sa prirodom,

⁵²² Trainar, P. (2006). „The Challenge of Solvency Reform for European Insurers“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 31(1), str. 170-171.

⁵²³ Hairs *et al.*, *op. cit.*, str. 230.

⁵²⁴ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 15.

⁵²⁵ Steffen, T. (2008). „Solvency II and the Work of CEIOPS“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 33(1), str. 61.

obimom i kompleksnošću poslovanja osiguravača.⁵²⁶ Razvoj i implementacija ovakvog koncepta su veoma složeni i zahtevaju učešće nadzornih organa svih zemalja članica, kao i individualnih i institucionalnih predstavnika sektora osiguranja, aktuarske profesije i akademske zajednice, na nacionalnom i internacionalnom nivou. Konzensus stavova tržišta i regulatora treba da obezbedi efektivnost reformskog procesa i konvergenciju interesa osiguravača i osiguranika.⁵²⁷ Usmeren ka izgradnji sveobuhvatnog okvira za upravljanje rizicima i kapitalom u sektoru osiguranja, koncept Solventnost II u svojoj strukturi objedinjuje tri stuba, analogno Bazelu II u bankarskom sektoru.⁵²⁸ Takav pristup se objašnjava brojnim zajedničkim karakteristikama dva sektora, kao i široko zastupljenim integrisanim sistemima nadzora osiguravača i ostalih oblika finansijskih institucija.⁵²⁹

Prvi stub koncepta Solventnost II inkorporira kvantitativne zahteve u pogledu formiranja i raspolaganja sredstvima tehničkih rezervi, potrebnog i raspoloživog kapitala osiguravajućih kompanija i njihove investicione aktivnosti. Njime se promoviše integrisani pristup bilansu stanja, kojim se uvažavaju kako strana pasive, tako i strana aktive, ali i njihova međusobna interakcija, pri odmeravanju finansijske snage kompanije. Važnu komponentu prvog stuba čine pravila koja se odnose na vrednovanje tehničkih rezervi, čija će visina u budućnosti dominantno uticati na zahteve za solventnošću osiguravača. Zbog toga su prisutna nastojanja u pravcu harmonizacije metodologije njihovog utvrđivanja između zemalja članica, kao i postizanja usklađenosti sa međunarodnim računovodstvenim i standardima finansijskog izveštavanja. Koncept Solventnost II razlikuje dva nivoa kapitala koji je potreban za izmirenje svih obaveza osiguravača u određenom vremenskom periodu i pri izabranom nivou poverenja: minimalni kapitalni zahtev (engl. *Minimum Capital Requirement* - MCR) kao niži, i viši solventnosni kapitalni zahtev (engl. *Solvency Capital Requirement* - SCR). Ključna novina sa aspekta odmeravanja adekvatnosti kapitala, u poređenju sa postojećim modelom fiksnog koeficijenta, koji se zasniva na striktno definisanim pravilima, odnosi se na zaokret ka pristupu koji je zasnovan na principima. U domenu pravila investiranja, Solventnost II uvodi metod prudencione regulacije (engl. *prudent person principle*), kojim se ukidaju dosadašnja kvantitativna ograničenja investicija

⁵²⁶ EC (2009). „Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II)“, *Official Journal of the European Communities*, 2009/138/EC, čl. 18, 19 i 29.

⁵²⁷ Trainar, *op. cit.*, str. 172.

⁵²⁸ BIS, *op. cit.*, str. 6.

⁵²⁹ Ipak, osim same strukture, međusobne sličnosti koncepta Bazela II i Solventnost II su veoma ograničene. O njihovoj uporednoj analizi šire videti u: Doff (2006), *op. cit.*, str. 106-110.

osiguravača.⁵³⁰ U duhu ideje o slobodnom kretanju kapitala unutar jedinstvenog tržišta osiguranja, od osiguravača se zahteva da raspoloživa sredstva investiraju u najboljem interesu svojih osiguranika, vodeći računa o usklađenosti imovine i obaveza i adekvatno upravljajući finansijskim rizicima.⁵³¹

Drugi stub je posvećen standardima upravljanja rizicima osiguravača, principima interne kontrole i načinu ostvarivanja interakcije sa organom nadzora. Uloga drugog stuba je da „ubedi“ nadzorni organ da su unutar prvog stuba izračunati zahtevi za kapitalom pouzdani, ali i da podstakne osiguravače da razvijaju i primenjuju tehnike uspešnog upravljanja rizicima, kojima će smanjiti svoje potrebe za kapitalom.⁵³² Takođe, potreba za drugim stubom proizilazi iz činjenice da svi rizici kojima je izloženo poslovanje osiguravača ne podležu kvantitativnom merenju, već iziskuju kvalitativni tretman, bilo zbog svoje prirode, bilo zbog nedovoljnosti pouzdanih podataka (npr. operativni, strategijski i rizik likvidnosti). Važan element sistema upravljanja rizicima osiguravača je sopstvena procena rizika i solventnosti (engl. *Own risk and solvency assessment* - ORSA) u okviru koje se, uvažavajući specifični rizični profil, stepen tolerancije rizika i poslovnu strategiju osiguravača, na regularnoj osnovi sagledavaju stvarne potrebe za kapitalom i usklađenost sa izračunatim kapitalnim i zahtevima u pogledu tehničkih rezervi, i o njima obaveštava organ nadzora.⁵³³

Cilj trećeg stuba je da, kroz zahteve u pogledu obelodanjivanja informacija, pruži osiguranicima, investitorima, rejting agencijama i drugim zainteresovanim subjektima pouzdanu i potpunu sliku rizika kojima je osiguravajuća kompanija izložena. Uspostavljanje minimuma standarda izveštavanja je u funkciji jačanja tržišne discipline i transparentnosti (čime se, na dugi rok posmatrano, smanjuje potreba za nadzorom nad solventnošću),⁵³⁴ kao i racionalnijeg odlučivanja svih tržišnih učesnika. Istovremeno, važno je obezbediti konzistentnost finansijskog i izveštavanja u svrhe nadzora nad solventnošću, kako bi bili minimizirani administrativni troškovi za osiguravače. Ključna odlika novog pristupa

⁵³⁰ Samo izuzetno, koncept Solventnost II dopušta zemljama članicama EU mogućnost uvođenja kvantitativnih limita investiranja, isključivo za one rizike koji već nisu adekvatno obuhvaćeni standardnom formulom obračuna solventnosnog kapitalnog zahteva. Šire videti u: EC (2009), *op. cit.*, čl. 111.

⁵³¹ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 131.

⁵³² Navedeni koncept je u skladu sa stavom koji su Munch i Smallwood izneli još 1980. godine, shodno kome menadžment osiguravajuće kompanije svesno preuzima rizike osiguranja i investiranja u cilju maksimizacije vrednosti firme. Zbog toga je verovatnoća nesolventnosti kompanije pre izabrana, nego što je egzogeno predodređena karakteristikama raspodele osiguranih šteta i investicionih prinosa. Posledično, regulativa i nadzor nad solventnošću se mogu smatrati efektivnim u onoj meri u kojoj utiču na podsticaje u procesu upravljanja rizicima od strane samih osiguravača.

⁵³³ EC (2009), *op. cit.*, čl. 45.

⁵³⁴ Eling *et al.*, *op. cit.*, str. 73.

izveštavanju je funkcionalni aspekt (koji ima u vidu ugovore osiguranja), nasuprot dosadašnjem, institucionalnom aspektu (u čijem su fokusu osiguravajuće kompanije).⁵³⁵

4.1.2. Vrednovanje tehničkih rezervi u konceptu Solventnost II

Pouzdanost i međusobna uporedivost ocena solventnosti osiguravača direktno je uslovljena adekvatnošću i konzistentnošću metoda vrednovanja njihovih imovine i obaveza, i realističnošću pretpostavki na kojima se te metode zasnivaju. Aktuelni režim solventnosti evropskih osiguravača, Solventnost I, zasnovan je na knjigovodstvenim vrednostima bilansnih stavki, i kao takav, neosetljiv na rizike koji ugrožavaju njihovo poslovanje. Postoje i primeri takvih zemalja u kojima je, u svrhe evaluacije solventnosti osiguravača, imovina tradicionalno vrednovana na tržišnim, a obaveze na konzervativnim statutarnim osnovama (poput Velike Britanije). U uslovima silaznih kretanja na finansijskim tržištima, vrednost imovine je opadala znatno brže od vrednosti obaveza, usled čega je iskazano pogoršanje finansijskog položaja osiguravača neretko bilo veće od realnog.⁵³⁶ Prospektivno vrednovanje imovine i obaveza na tržišnim principima, primenom tehnike fer vrednosti (engl. *fair value*), razvijene od strane Međunarodnog odbora za računovodstvene standarde (IASB), predstavlja bitnu odrednicu budućeg regulatornog okvira za utvrđivanje solventnosti evropskih osiguravača. Sama činjenica da je koncept fer vrednosti računovodstvene prirode, implicira da ekonomski principi, pored aktuarskih, poprimaju sve veći značaj u procesu evaluacije solventnosti osiguravača u savremenim uslovima.

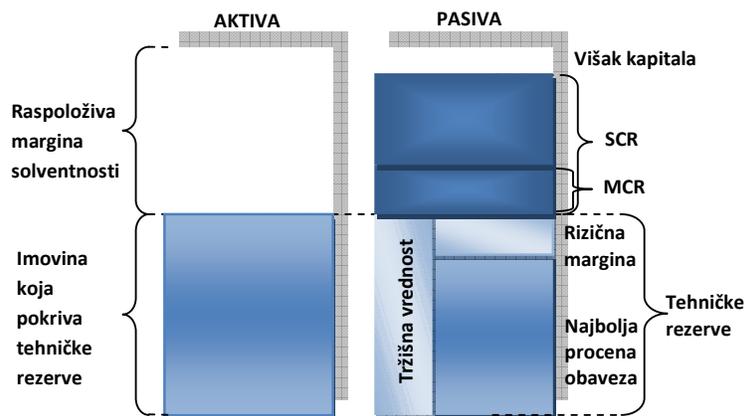
Fer vrednost imovine osiguravača je njena tržišna vrednost, ili aproksimacija te vrednosti u uslovima nepostojanja tržišta. Isključivim vrednovanjem imovine na tržišnim osnovama doprinosi se preciznijem merenju izloženosti tržišnim rizicima, većoj transparentnosti i aktuelnosti ocena finansijskog položaja osiguravača, ali se istovremeno u bilans stanja unose subjektivnost i volatilnost, i eliminiše implicitna margina solventnosti u uslovima rasta vrednosti investicija. U slučaju obaveza osiguravača, fer vrednost je cena koja bi morala biti plaćena trećoj strani, spremnoj da preuzme na sebe odgovornost izmirenja datih obaveza.⁵³⁷ Međutim, nepostojanje likvidnog sekundarnog tržišta obaveza po osnovu ugovora o osiguranju usložnjava problem njihovog ekonomskog vrednovanja. Za utvrđivanje rezervi za obaveze čiji novčani odlivi mogu biti precizno replicirani

⁵³⁵ Sandström (2007b), *op. cit.*, str. 30.

⁵³⁶ Sandström (2006), *op. cit.*, str. 159.

⁵³⁷ IAA (2009), *op. cit.*, str. 8.

(„hedžingovani“) novčanim prilivima po osnovu odgovarajućih finansijskih instrumenata (kao što je slučaj sa *unit-linked* proizvodima osiguranja života), predviđena je tržišna vrednost tih instrumenata, ukoliko postoji mogućnost njenog direktnog utvrđivanja na dubokom, likvidnom i transparentnom tržištu.⁵³⁸



Grafikon 4.1. Bilans stanja osiguravajuće kompanije u konceptu Solventnost II

Izvor: Eling, M., Holzmüller, I. (2008). „An Overview and Comparison of Risk-Based Capital Standards“. *Working Papers on Risk Management and Insurance*, No. 57, St. Gallen: Institute of Insurance Economics, University of St. Gallen, str. 7.

Vrednovanje rezervi za obaveze koje ne mogu biti replicirane investicionim portfeljom podrazumeva tzv. najbolju procenu (engl. *best estimate*), u smislu neto sadašnje vrednosti svih očekivanih budućih novčanih tokova, do konačnog izmirenja tih obaveza.⁵³⁹ Polazište projekcija novčanih tokova su realistične pretpostavke i raspoloživi podaci koji opisuju kretanja relevantnih finansijskih varijabli, tehničke rizike za osiguravače, ponašanje osiguranika i buduće aktivnosti menadžmenta kompanije.⁵⁴⁰ Pri diskontovanju se koristi odgovarajuća kriva bezrizičnih kamatnih stopa, shodno ročnosti svakog projektovanog inkrementalnog godišnjeg neto novčanog toka, uz neophodne interpolacije i ekstrapolacije u situacijama nedostajućih podataka sa finansijskog tržišta. Sa ciljem adekvatnog upravljanja deviznim rizikom, najbolja procena tehničkih rezervi se određuje odvojeno za obaveze koje su denominirane u različitim valutama, primenom relevantne krive prinosa za svaku od njih.

U domenu neživotnih osiguranja, najbolja procena se utvrđuje zasebno za rezerve za štete i za tzv. premijske rezerve (engl. *premium reserve*), kojim se zamenjuju dosadašnje rezerve za prenosne premije i rezerve za neistekle rizike. Obračun obe kategorije vrši se na

⁵³⁸ EU Commission (2010b). *QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission, str. 52.

⁵³⁹ Doff (2006), *op. cit.*, str. 44.

⁵⁴⁰ EIOPA (2014b). „Technical Specifications for the Preparatory Phase. (Part I)“. *EIOPA-14/209*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 72-75.

bruto osnovi, tj. bez efekata reosiguranja. Odgovarajuća potraživanja iz reosiguranja treba da budu prikazana odvojeno, na strani aktive bilansa stanja osiguravača, i prilagođena za očekivane gubitke na ime realizacije rizika nemogućnosti njihove naplate od reosiguravača.⁵⁴¹ Najbolja procena rezervi za štete se zasniva na projekcijama budućih novčanih tokova po osnovu prijavljenih i neprijavljenih osiguranih slučajeva koji su se već desili pre ili na dan vrednovanja rezervi, uključujući kako naknade šteta, tako i troškove njihovog rešavanja. U nominalnom iznosu, najbolja procena može biti određena primenom odgovarajućih poznatih determinističkih (prvenstveno metoda zasnovanih na trouglu razvoja šteta, poput *chain ladder* metode) ili stohastičkih metoda rezervisanja, uz poželjno modeliranje repnog faktora i efekata inflacije. Premijske rezerve se obračunavaju diskontovanjem svih budućih isplata odštetnih zahteva (i troškova njihovog rešavanja) po osnovu osiguranih slučajeva koji će nastupiti tokom važnosti postojećih ugovora o osiguranju, novčanih odliva po osnovu svih operativnih troškova i novčanih priliva po osnovu očekivanih budućih premija, koji su vezani za date polise. Pri tome je dopuštena mogućnost iskazivanja negativne najbolje procene premijske rezerve, ukoliko je sadašnja vrednost projektovanih novčanih priliva veća od sadašnje vrednosti odnosnih novčanih odliva.⁵⁴²

Sa ciljem veće tačnosti obračuna tehničkih rezervi (i merenja rizika osiguranja), obaveze osiguravača i reosiguravača se razvrstavaju u homogene rizične grupe, najmanje na nivou linija poslovanja. Unapred definisana segmentacija linija poslovanja u domenu neživotnih osiguranja je nezavisna od klasifikacije koja se koristi u svrhe finansijskog izveštavanja i obuhvata devet linija za direktna osiguranja⁵⁴³ i četiri linije za neproporcionalno reosiguranje (videti tabelu 4.1).⁵⁴⁴

Procena budućih novčanih tokova po osnovu obaveza iz osiguranja je otežana u slučajevima kada ne postoji dovoljno duga vremenska serija podataka o odštetnim zahtevima. Takav je slučaj sa podacima o veoma velikim štetama, podacima o štetama u novim vrstama osiguranja i u portfeljima koji su isuviše malog obima, naročito u zemljama

⁵⁴¹ Šire videti u: Sandström (2011), *op. cit.*, str. 398-399.

⁵⁴² EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 63.

⁵⁴³ Pored linija poslovanja koje su navedene u tabeli 4.1, deo obaveza po osnovu zdravstvenog osiguranja čije su tehničke osnove bliže neživotnim, nego životnim osiguranjima se, u svrhe obračuna tehničkih rezervi, razvrstava u tri poslovne linije: osiguranje naknade troškova lečenja, osiguranje izgubljene zarade i osiguranje naknade zaposlenima po osnovu povrede na radu ili profesionalne bolesti.

⁵⁴⁴ Poslovne linije neproporcionalnog reosiguranja se odnose na zdravstveno, imovinsko, nezgodu i pomorsko, vazdušno i transportno reosiguranje, dok je segmentacija poslovnih linija proporcionalnog reosiguranja istovetna kao za direktna osiguranja.

u kojima je tržište osiguranja nedovoljno razvijeno.⁵⁴⁵ U navedenim situacijama pristupa se odgovarajućim pojednostavljenim pristupima, kojima se aproksimira najbolja procena tehničkih rezervi, pod uslovom poštovanja principa proporcionalnosti.⁵⁴⁶

Tabela 4.1. *Segmentacija poslovnih linija neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II*

Red. broj	Linija poslovanja
1.	Osiguranje od odgovornosti zbog upotrebe motornih vozila
2.	Ostala osiguranja motornih vozila
3.	Pomorsko, vazdušno i transportno osiguranje
4.	Osiguranje od požara i ostala osiguranja imovine
5.	Osiguranje od opšte odgovornosti
6.	Osiguranje kredita i jemstva
7.	Osiguranje troškova pravne zaštite
8.	Osiguranje pomoći na putu
9.	Osiguranje različitih finansijskih gubitaka

Izvor: Pripremljeno prema EIOPA (2014b). „Technical Specifications for the Preparatory Phase. (Part I)“. EIOPA-14/209. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 48.

Poštovanjem koncepta vremenske vrednosti novca, eliminiše se implicitna margina solventnosti, koja je prethodno bila sadržana u tehničkim rezervama iskazanim po nominalnoj vrednosti. Istovremeno, povećava se volatlnost tehničkih rezervi u uslovima njihovog fer vrednovanja. Stoga se, preko nivoa najbolje procene, formira tzv. rizična margina (engl. *risk margin*),⁵⁴⁷ kao dodatna mera obezbeđenja izvršavanja obaveza osiguravača.⁵⁴⁸ Rizična margina odgovara iznosu koji je neophodan za povećanje tehničkih rezervi do onog teorijskog nivoa (tj. fer vrednosti) koji bi druga, tzv. referentna (re)osiguravajuća kompanija, zahtevala kao kompenzaciju za trenutno preuzimanje na sebe obaveza po osnovu celokupnog portfelja datog osiguravača.⁵⁴⁹ Za referentnog (re)osiguravača, rizična margina predstavlja „nagradu“ za izlaganje riziku nepovoljnijih stvarnih u odnosu na očekivane novčane tokove koji determinišu najbolju procenu tehničkih rezervi. Imajući u vidu komponente rizika osiguranja, rizična margina (kao prvi nivo zaštite od neočekivanih gubitaka) odražava neizvesnost modela i parametara vrednovanja obaveza, dok volatlnost treba da bude obuhvaćena solventnosnim kapitalnim

⁵⁴⁵ Кочович *et al.* (2014), *op. cit.*, str. 43.

⁵⁴⁶ EC (2009), *op. cit.*, čl. 109. i EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 107-112.

⁵⁴⁷ Pored rizične margine, za označavanje date veličine se, u relevantnoj literaturi, upotrebljava i termin margina tržišne vrednosti (engl. *market value margin* – MVM).

⁵⁴⁸ Najbolja procena obaveza, kao očekivana vrednost raspodele obaveza, treba da odgovara verovatnoći izmirenja obaveza od približno 50%, dok uvećana rizičnom marginom, ona zadovoljava istu verovatnoću u rasponu od 55 do 80%, u opštem slučaju. Šire videti u: Hairs *et al.*, *op. cit.*, str. 232.

⁵⁴⁹ EC (2009), *op. cit.*, čl. 77.

zahtevom (kao drugim nivoom zaštite).⁵⁵⁰ Usled njihove istovetne svrhe, između dveju kategorija postoji obrnuta srazmera: što je rizična margina veća, zahtevani kapital će biti niži, i obrnuto.

Kalkulacija rizične margine u konceptu Solventnost II vrši se prema metodi troškova kapitala (engl. *Cost of Capital - CoC method*),⁵⁵¹ i to na neto osnovi. U skladu sa datim pristupom, rizična margina se posmatra u vidu sadašnje vrednosti hipotetičkih troškova držanja kapitala za referentnog osiguravača u iznosu solventnosnog kapitalnog zahteva, u toku celokupnog perioda do isteka trajanja odnosnih polisa osiguranja. Njen obračun podrazumeva primenu jedinstvene godišnje stope troškova kapitala *CoC* u iznosu od 6%⁵⁵² na projektovane iznose solventnosnog kapitalnog zahteva po svim budućim godinama trajanja portfelja,⁵⁵³ i zatim diskontovanje izračunatih iznosa po relevantnoj bezrizičnoj stopi. Suma diskontovanih vrednosti po svim obuhvaćenim godinama $t = 1, 2, \dots$ predstavlja rizičnu marginu osiguravajuće kompanije (*RM*):

$$RM = \sum_{t \geq 0} CoC \cdot \frac{SCR_t}{(1 + p_{t+1})^{t+1}}, \quad (4.1)$$

gde su:

- CoC* - stopa troškova kapitala,
- SCR_t* - projektovani iznos solventnosnog kapitalnog zahteva na kraju godine t ,
- p_{t+1} - diskontna stopa,
- $(1 + p_{t+1})^{-(t+1)}$ - diskontni faktor.

Obračun rizične margine počiva na pretpostavci da referentni (re)osiguravač, u trenutku transfera portfelja $t = 0$ mora pozajmiti sredstva u iznosu SCR_0 , koja će na kraju godine, u trenutku $t = 1$, biti vraćena zajedno sa interesom, tj. u iznosu od $SCR_0(1 + p_1 + CoC)$. Time njegova sopstvena sredstva bivaju izjednačena sa nulom, kao i pre transfera, zbog čega je, u tom trenutku, potrebno pozajmiti iznos SCR_1 , koji će, uvećan za interes, biti vraćen nakon naredne godine dana, tj. u ukupnom iznosu $SCR_1(1 + p_2 + CoC)$. Navedeni postupak se

⁵⁵⁰ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 85.

⁵⁵¹ Metoda troškova kapitala se, u kontekstu vrednovanja obaveza u osiguranju, po prvi put pojavljuje u okviru švajcarskog testa solventnosti (SST). Šire videti u: FOPI (2004), *op. cit.*, str. 12. Pored ove metode, za određivanje rizične margine, u opštem slučaju, mogu biti korišćene kvantilne metode, metode zasnovane na diskontovanju budućih novčanih tokova ili na eksplicitnim, odnosno konzervativnim implicitnim pretpostavkama. Šire videti u: IAA (2009), *op. cit.*, str. 71-73.

⁵⁵² EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 88.

⁵⁵³ Iznos solventnosnog kapitalnog zahteva koji se koristi u svrhe obračuna rizične margine kod neživotnih osiguranja uvažava samo rizike osiguranja, kreditni rizik po osnovu reosiguranja i operativne rizike, kojima je izložen referentni (re)osiguravač nakon transfera portfelja.

ponavlja tokom svih godina do isteka obaveza po osnovu preuzetog portfelja osiguranja. Otuda, stopa troškova kapitala CoC odražava dodatni zahtevani prinos, iznad stope prinosa na investicije samog osiguravača p_t , na kapital koji je potreban za pokriće rizika čiji novčani odlivi ne mogu biti „hedžingovani“ prilivima od finansijskih instrumenata.

Kroz izračunavanje rizične margine na nivou celokupnog portfelja osiguravača, uvažavaju se efekti diverzifikacije rizika između linija poslovanja. Dobijeni iznos rizične margine je potrebno alocirati po pojedinim linijama, shodno njihovom relativnom doprinosu ukupnom solventnosnom kapitalnom zahtevu. Kao osnovni nedostatak prikazanog obračuna neretko se ističe zasnivanje rizične margine na solventnosnom kapitalnom zahtevu, koji i sam upravo zavisi od visine rizične margine. Takva tvrdnja nije korektna, imajući u vidu da se SCR određuje u odnosu na najbolju procenu, a ne u odnosu na ukupan iznos tehničkih rezervi. Uostalom, takav pristup ne bi bio ni ekonomski opravdan, jer bi podrazumevao dvostruko obračunavanje zahtevanog kapitala na ime pokrića neočekivanih gubitaka.⁵⁵⁴ Ipak, projektovanje iznosa SCR za svaku od budućih godina $t=1,2,\dots$ sa aspekta trenutka $t=0$, samo po sebi, može biti problematično, zbog čega se, kao polazište obračunavanja rizične margine, predviđa više pojednostavljenih procedura.⁵⁵⁵ Na primer, rizična margina može, pod određenim uslovima, biti aproksimirana primenom fiksnih pondera na najbolju procenu tehničkih rezervi u samopridržaju, po pojedinim linijama poslovanja.⁵⁵⁶ Međutim, postojanje mnoštva pojednostavljenih pristupa utvrđivanju rizične margine otvara problem nekonzistentnosti dobijenih iznosa tehničkih rezervi između osiguravača, koji je već prisutan u konceptu Solventnost I. Naredni praktičan problem izračunavanja rizične margine tiče se izbora bezrizične diskontne stope p_t . Finansijska teorija sugeriše korišćenje stope prinosa državnih obveznica u date svrhe. Ipak, u uslovima aktuelne dužničke krize, „nerizičnost“ državnih finansijskih instrumenata postaje diskutabilna u mnogim evropskim zemljama. Takođe, veoma je teško izvesti verodostojnu krivu prinosa takvih instrumenata, ukoliko je njihova ponuda na tržištu, u pogledu raznovrsnosti odnosnih rokova dospeća, oskudna. Podjednako je diskutabilna primena jedinstvene stope troškova kapitala CoC , imajući u

⁵⁵⁴ Doff (2006), *op. cit.*, str. 100.

⁵⁵⁵ Navedeni problem obračuna rizične margine zaokuplja pažnju kako praktičara, tako i teoretičara u oblasti aktuarstva. Tako se, u savremenoj literaturi, sve češće susreću pokušaji razvoja na simulacijama zasnovanih pristupa izračunavanju rizične margine. Šire videti u: Ohlsson i Lauzeningsks, *op. cit.*, str. 12-17. i Diers *et al.*, *op. cit.*, str. 16-20.

⁵⁵⁶ Šire videti u: EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 92-96. U svrhe obračuna MCR, vrednovanje ukupnih tehničkih rezervi se sprovodi najmanje na kvartalnoj osnovi. Međutim, kako se SCR određuje godišnje, pojednostavljeni obračun rizične margine u toku godine može biti zasnovan na njenom iznosu sa početka godine.

vidu rezultate empirijskih istraživanja prema kojima data stopa varira između osiguravajućih kompanija (u obrnutoj srazmeri sa njihovom veličinom), ali i između linija poslovanja u oblasti neživotnih osiguranja (u direktnoj srazmeri sa dužinom „repa“ u njima).⁵⁵⁷

Uspostavljanjem rizične margine, rezerve za izravnanje rizika i katastrofalne rezerve neće više biti deo tehničkih rezervi, već sopstvenih sredstava osiguravača.⁵⁵⁸ Istovremeno, koncept Solventnost II predviđa eksplicitno izračunavanje zahtevanog iznosa kapitala za pokriće katastrofalnih rizika, o čemu će biti više reči u nastavku rada.

4.1.2.1. *Određivanje diskontne stope pri vrednovanju rezervi za štete*

U okviru standardnog pristupa koncepta Solventnost II unapred su definisane krive bezrizičnih kamatnih stopa koje mogu biti korišćene za diskontovanje obaveza iskazanih u većem broju valuta, uključujući sve valute Evropskog ekonomskog područja (engl. *European Economic Area* - EEA), američki dolar, japanski jen (JPY), britansku funtu (GBP), švajcarski franak (CHF), itd.⁵⁵⁹ Pri vrednovanju obaveza koje su izražene u drugim valutama, od osiguravača se očekuje da izvedu relevantne krive prinosa, pridržavajući se istovetne metodologije i principa. Polazište njihovog determinisanja mogu biti svop stope ili stope prinosa na raspoložive državne instrumente denominirane u datoj valuti. U meri u kojoj ne zadovoljavaju tzv. „kriterijum bezrizičnosti“, ove stope mogu biti korigovane kako bi se uzelo u obzir prisustvo kreditnog rizika, naročito ako je reč o instrumentima koje je emitovala država čiji je kreditni rejting niži od AAA.⁵⁶⁰ Uvažavajući razlike međubankarskih i repo stopa za četiri valute (EUR, GBP, USD i JPY) tokom prethodnog desetogodišnjeg perioda, od strane CRO Forum-a (2010) je predloženo smanjenje polaznih stopa za po 10 bazičnih poena pri sprovođenju poslednje studije kvantitativnog uticaja (QIS5). Slično, u okviru pripreme faze za primenu koncepta Solventnost II, raspon prilagođavanja svop stopa je ograničen na 10-35 bazičnih poena.⁵⁶¹

⁵⁵⁷ Cummins, J.D., Phillips, D.P. (2003). „Estimating the cost of equity capital for property-liability insurers“. *Wharton working paper*, No. 03-31, Philadelphia: Wharton Financial Institutions Centre, University of Pennsylvania, str. 25-26.

⁵⁵⁸ Navedeni pristup podržava stanovište Međunarodnog odbora za računovodstvene standarde o neophodnosti jasnog razgraničenja obaveza i kapitala osiguravača. Šire videti: IASB (2004), *op. cit.*, čl. 14.

⁵⁵⁹ Šire videti u: EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 50.

⁵⁶⁰ CRO Forum (2010). *QIS 5 Technical Specification Risk-free interest rates*. Amstelveen: The Chief Risk Officers Forum (preuzeto 07.05.2014. sa <http://www.thecroforum.org/qis-5-technical-specification-risk-free-interest-rates>), str. 6.

⁵⁶¹ EIOPA (2014c). „Technical Specifications for the Preparatory Phase (Part II)“. *EIOPA-14-210*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 4.

Nedostajuće stope u likvidnom segmentu krive prinosa mogu biti aproksimirane metodom linearne interpolacije, na osnovu proporcije odstupanja poznatih prinosa i perioda na koje se oni odnose. Ukoliko su najbliža niža, odnosno najbliža viša stopa prinosa p_1 i p_2 , respektivno, i njima odgovarajući rokovi dospeća t_1 i t_2 , nepoznati prinos p utvrđuje se na osnovu:

$$\frac{p - p_1}{p_2 - p_1} = \frac{t - t_1}{t_2 - t_1}, \quad (4.2)$$

iz čega sledi:

$$p = p_1 + \frac{p_2 - p_1}{t_2 - t_1}(t - t_1), \quad (4.3)$$

gde je $t_1 < t < t_2$. Na bazi raspoloživih spot stopa izračunavaju se implicitne buduće kamatne stope. Pri godišnjem kapitalisanju, međusobni odnos spot stopa p_t i p_{t-1} i prosečne godišnje forward stope f_t opisuje relacija:

$$(1 + p_t)^t = (1 + p_{t-1})^{t-1} (1 + f_t), \quad (4.4)$$

na osnovu čega je:

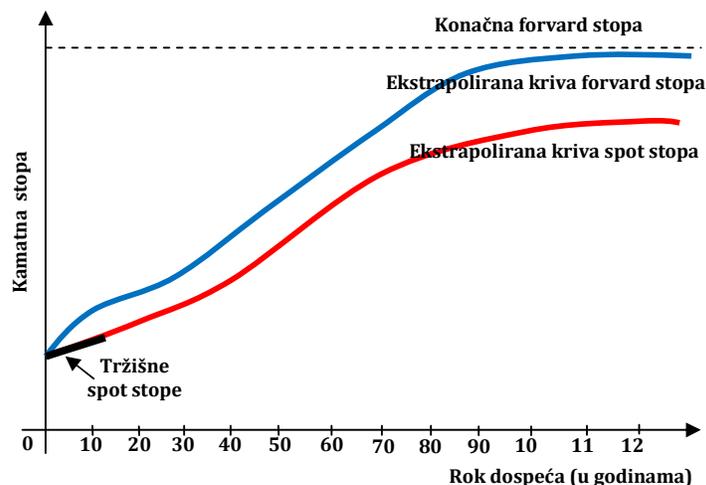
$$f_t = \frac{(1 + p_t)^t}{(1 + p_{t-1})^{t-1}} - 1. \quad (4.5)$$

Izračunate forward stope je potrebno ekstrapolirati do tzv. konačne forward stope (engl. *ultimate forward rate* - UFR), kao dugoročne ravnotežne stope koja odgovara veoma dugim rokovima dospeća, čije su ključne komponente očekivana dugoročna stopa inflacije i očekivana realna kamatna stopa.⁵⁶² U skladu sa targetima većine centralnih banaka u svetu, standardna očekivana stopa inflacije u dugom roku je određena na nivou od 2% *per annum*. Kako bi bile uvažene ispoljene devijacije u pogledu istorijskih stopa inflacije u pojedinim zemljama, predložena je korekcija navedene stope za jedan procentni poen na više, odnosno na niže.⁵⁶³ Ocena očekivane realne kamatne stope je zasnovana na pretpostavci da, u veoma dugom vremenskom horizontu (od 100 godina), ne bi trebalo da postoje značajne razlike u realnim prinosima između različitih ekonomija. Na bazi globalne komparativne analize godišnjih prinosa na obveznice tokom prethodnog veka, ocenjena je

⁵⁶² EU Commission (2010a). *Annexes to the QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission, str.20.

⁵⁶³ Na primer, za zemlje Evrozone, Veliku Britaniju, Norvešku, Švedsku, Dansku, SAD, Rumuniju, Poljsku itd. je usvojena standardna dugoročna stopa inflacije od 2%, dok je za Tursku definisana viša stopa od 3%, odnosno za Japan i Švajcarsku niža stopa od 1% godišnje.

jedinstvena očekivana realna stopa prinosa u iznosu od 2,2% p.a. za sve valute.⁵⁶⁴ Time je konačna forward stopa za svrhe sprovođenja QIS5 studije definisana na nivou od 4,2% (+/-1 procentni poen) p.a. Razvoj forward stopa do nivoa UFR može biti ostvaren primenom *Smith-Wilson* metode ili metode linearne ekstrapolacije.⁵⁶⁵



Grafikon 4.2. Izvođenje krive prinosa u svrhe diskontovanja rezervi za štete u konceptu Solventnost II
Izvor: Adaptirano prema Hibbert, J. (2013). „Yield curve extrapolation: work in progress“. *B&H Research*, May 2013, Moody's Analytics Inc., str. 6.

Prema *Smith-Wilson* metodi, kriva prinosa se izvodi kao linearna kombinacija kernel funkcija definisanih za svaku od raspoloživih opservacija.⁵⁶⁶ Metoda pretpostavlja da raspoložive stope asimptotski konvergiraju ka UFR, brzinom koju opisuje parametar α , čiju je vrednost neophodno unapred odrediti. Kako bi se dobila kriva prinosa koja je verodostojna, *Thomas* i *Maré* (2007) su predložili vrednost $\alpha = 0,1$, uz njeno prilagođavanje u situacijama kada ekstrapolirane stope odstupaju od UFR za više od 0,03%⁵⁶⁷ u definisanom vremenskom horizontu.⁵⁶⁸ Direktni rezultat metode su diskontni faktori $P(t), t > 0$, koji odgovaraju tržišnoj ceni u trenutku $t = 0$ za beskuponsku obveznicu koja

⁵⁶⁴ CEIOPS (2010d). „QIS5 Calibration Paper“. *CEIOPS-SEC-40-10*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 10.05.2014. sa https://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/qis5/ceiops-calibration-paper_en.pdf), str. 9-10.

⁵⁶⁵ EU Commission (2010a), *op. cit.*, str. 20.

⁵⁶⁶ Smith, A., Wilson, T. (2001). „Fitting Yield Curves with Long-Term Constraints“. *Research Notes*. Bacon and Woodrow. Citirano prema: Thomas, M., Maré, E. (2007). „Long term forecasting and hedging of the South African yield curve“. *ASSA Convention 2007*. Cape Town: Actuarial Society of South Africa (preuzeto 05.05.2014. sa <http://www.actuarialsociety.org.za/Professionalresources/Pastpresentations/20062010.aspx>), str. 17.

⁵⁶⁷ CEIOPS (2010e). *QIS5 Risk-free interest rates - Extrapolation method*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 06.05.2014. sa http://eiopa.europa.eu/fileadmin/tx_dam/files/consultations/QIS/QIS5/ceiops-paper-extrapolation-risk-free-rates_en-20100802.pdf), str. 5.

⁵⁶⁸ U svrhe sprovođenja studije QIS5, ročnost pri kojoj ekstrapolirane stope dostižu UFR je, za sve valute, iznosila 90 godina.

obezbeđuje isplatu jedne novčane jedinice o roku dospeća t po stopi prinosa p_t i pri godišnjem kapitalisanju:

$$P(t) = (1 + p_t)^{-t}. \quad (4.6)$$

Polazište primene *Smith-Wilson* metode su tržišne spot stope za fiksni broj od N različitih rokova dospeća: u_1, u_2, \dots, u_N na osnovu kojih treba oceniti funkciju tržišne cene, odnosno spot stope za preostale rokove dospeća. Za datu konačnu forward stopu (*UFR*), funkcija tržišne cene $P(t), t > 0$ se definiše kao suma komponente kojom se opisuje asimptotsko dugoročno ponašanje diskontnog faktora ($e^{-UFR \cdot t}$) i linearne kombinacije N kernel funkcija:

$$P(t) = e^{-UFR \cdot t} + \sum_{j=1}^N \zeta_j \cdot W(t, u_j), \quad t > 0, \quad (4.7)$$

gde su kernel funkcije $W(t, u_j)$ date u vidu *Wilson*-ovih simetričnih funkcija:⁵⁶⁹

$$W(t, u_j) = e^{-UFR \cdot (t+u_j)} \left[\alpha \cdot \min(t, u_j) - 0.5 \cdot e^{-\alpha \cdot \max(t, u_j)} \cdot (e^{\alpha \cdot \min(t, u_j)} - e^{-\alpha \cdot \min(t, u_j)}) \right], \quad (4.8)$$

sa parametrima $\zeta_j, j=1, \dots, N$ koji mogu biti ocenjeni rešavanjem sistema od N linearnih jednačina:

$$\begin{aligned} P(u_1) &= e^{-UFR \cdot u_1} + \sum_{j=1}^N \zeta_j \cdot W(u_1, u_j) \\ P(u_2) &= e^{-UFR \cdot u_2} + \sum_{j=1}^N \zeta_j \cdot W(u_2, u_j) \\ &\dots \\ P(u_N) &= e^{-UFR \cdot u_N} + \sum_{j=1}^N \zeta_j \cdot W(u_N, u_j) \end{aligned} \quad (4.9)$$

Na bazi ocenjenih vrednosti parametara $\zeta_j, j=1, \dots, N$ može biti aproksimirana cena beskuponske obveznice $P(t)$ za sve rokove dospeća t izvan likvidnog segmenta krive prinosa i izračunate godišnje spot stope p_t prema:

$$p_t = P(t)^{-1/t} - 1. \quad (4.10)$$

Metoda linearne ekstrapolacije podrazumeva prethodnu specifikaciju dva vremenska trenutka: T_1 , kao najdužeg roka dospeća za koji je dostupna spot stopa na posmatranom tržištu i T_2 , kao roka od kog počinje da važi konstantna konačna forward stopa. Godišnje

⁵⁶⁹ Šire videti u: Wilson, R.L. (2001). „Invariant polynomial in the free skew field“. *Selecta Mathematica (New Series)*, 7(2001), str. 565-586.

forvard stope f_n za sve rokove dospeća n između T_1 i T_2 se aproksimiraju na osnovu linearne interpolacije:

$$f_n = f_{T_1-1} + \frac{UFR - f_{T_1-1}}{T_2 - T_1}(n - T_1 + 1), \quad T_1 \leq n \leq T_2, \quad (4.11)$$

gde je f_{T_1-1} forvard stopa za najduži rok dospeća, koja može biti izračunata na osnovu raspoloživih podataka, a UFR je prethodno definisana konačna forvard stopa. Konačno, spot stope p_n za sve rokove dospeća $n \geq T_1$ se izvode iz ekstrapolirane krive forvard stopa na osnovu.⁵⁷⁰

$$p_{n+1} = \left((1 + p_n)^n \cdot (1 + f_n) \right)^{1/(n+1)} - 1. \quad (4.12)$$

U poređenju sa jednostavnom metodom linearne ekstrapolacije, *Smith-Wilson* metoda omogućuje kako ekstrapolaciju, tako i interpolaciju nedostajućih segmenata ročne strukture spot stopa, ne iziskuje pretpostavku u pogledu dužine vremenskog horizonta u kome će biti dostignuta konačna forvard stopa i rezultuje relativno „glatkom“ krivom prinosa. Sa druge strane, ova metoda uključuje izvestan stepen subjektivnosti u pogledu izbora vrednosti parametra α .⁵⁷¹ Takođe, moguće je dobiti negativne vrednosti funkcije tržišne cene $P(t)$, koje nisu logične. Takav problem nastaje ukoliko je raspoloživa stopa koja odgovara najdužem roku dospeća visoka u poređenju sa sumom UFR i α , i može biti otklonjen uzimajući veću vrednost parametra α , na bazi ekspertskog rasuđivanja.⁵⁷²

4.1.3. Zahtevi za kapitalom u konceptu Solventnost II

Ocena i kontrola solventnosti osiguravajućih kompanija u okviru koncepta Solventnost II se zasniva na dva nivoa kapitalnih zahteva. Minimalni kapitalni zahtev (MCR) predstavlja takav nivo kapitala pri kome svaka dodatna poslovna operacija osiguravača izlaže osiguranike neprihvatljivo visokom stepenu rizika i povlači ultimativnu intervenciju organa nadzora. Iz razloga intuitivne razumljivosti, praktičnosti i eventualnog donošenja sudske odluke o likvidaciji (stečaju) kompanije, cilj je da se MCR usvoji kao jednostavna i objektivna mera rizika propasti.⁵⁷³ Vrednost MCR treba da odgovara maksimalnom

⁵⁷⁰ CEIOPS (2010d), *op. cit.*, str. 17.

⁵⁷¹ Jovović (2014), *op. cit.*, str. 139.

⁵⁷² CEIOPS (2010e), *op. cit.*, str. 15.

⁵⁷³ Linder, Ronkainen, *op. cit.*, str. 470.

mogućem gubitku neto imovine⁵⁷⁴ kompanije pri nivou statističke pouzdanosti od 85%, za vremenski period od jedne godine,⁵⁷⁵ ali ne sme biti manja od 25%, odnosno veća od 45% izračunatog solventnosnog kapitalnog zahteva kompanije.⁵⁷⁶ Najniži dozvoljeni apsolutni novčani iznos MCR determinisan je vrstom osiguranja konkretnog subjekta.⁵⁷⁷

Izračunavanje MCR treba da se sprovodi kvartalno i jednoobrazno za sve kompanije, bez mogućnosti korišćenja internih modela u date svrhe. Minimalni kapitalni zahtev predstavlja linearnu funkciju skupa varijabli (uključujući tehničke rezerve, fakturisane premije i kapital pod rizikom), posmatranih na neto osnovi. Obračun MCR za poslove neživotnih osiguranja podrazumeva primenu sledećeg obrasca:

$$MCR = \sum_i (\alpha_i TP_i + \beta_i P_i), \quad (4.13)$$

gde su:

- TP_i - najbolja procena tehničkih rezervi u samoprdržaju u i -toj liniji poslovanja,
- P_i - fakturisana premija u samoprdržaju u prethodnoj godini u i -toj liniji poslovanja,
- α_i, β_i - unapred definisani ponderi za i -tu liniju poslovanja (videti tabelu 4.2).

Tabela 4.2. Ponderi za obračun MCR po linijama poslovanja neživotnih osiguranja

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9
α_i	0,085	0,075	0,103	0,094	0,103	0,177	0,113	0,186	0,186
β_i	0,094	0,075	0,140	0,075	0,131	0,113	0,066	0,085	0,122

Izvor: EIOPA (2012). „Revised Technical Specifications for the Solvency II valuation and Solvency Capital Requirements calculations (Part I)“. *EIOPA-DOC-12/467*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 287-288.

U slučaju kompozitnih osiguravajućih društava, ukupan iznos MCR predstavlja sumu iznosa koji su obračunati odvojeno za životna i za neživotna osiguranja. Očigledna je sličnost između načina obračunavanja minimalnog kapitalnog zahteva u konceptu Solventnost II, sa jedne, i modela fiksnog koeficijenta, koji je korišćen za izračunavanje

⁵⁷⁴ U datom kontekstu, pod neto imovinom se podrazumeva razlika između fer vrednosti ukupne imovine i obaveza osiguravača (koje ne uključuju rizičnu marginu, kao sastavni element tehničkih rezervi, niti subordinirane obaveze). Data veličina se, u terminologiji koncepta Solventnost II, alternativno označava vrednošću osnovnih sopstvenih sredstava osiguravača.

⁵⁷⁵ EC (2009), *op. cit.*, čl. 129.

⁵⁷⁶ EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 287.

⁵⁷⁷ Predviđeno je da propisani minimalni novčani iznosi MCR (od 2,5 do 3,7 mil. EUR) podležu petogodišnjoj reviziji, u skladu sa kretanjem harmonizovanog indeksa potrošačkih cena u EU. Šire videti u: EC (2009), *op. cit.*, čl. 129. i 300. i EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 317-318.

ukupne zahtevane margine solventnosti u dosadašnjem konceptu Solventnost I, sa druge strane.⁵⁷⁸

Solventnosni kapitalni zahtev (SCR) se definiše kao dodatni kapital, iznad najbolje procene tehničkih rezervi, koji je potreban za apsorpciju nepredviđenih gubitaka osiguravača. U odnosu na aktuelni režim Solventnost I, zahtevi za kapitalom unutar novog regulatornog okvira treba da budu u relativno većoj meri zasnovani na karakteristikama individualnih osiguravača. SCR upravo predstavlja ciljani nivo kapitala, koji odražava rizični profil osiguravača i ima funkciju garanta njegove solventnosti prema osiguranicima. Obračun solventnosnog kapitalnog zahteva je utemeljen na principima, tržišno konzistentan i sveobuhvatan u pogledu prepoznavanja rizika i efekata različitih metoda upravljanja njima (poput reosiguranja, hedžinga i diverzifikacije). U zavisnosti od konkretne kategorije rizika, standardna formula za obračun SCR predstavlja rezultantu kombinovanja faktorskog i pristupa zasnovanog na scenariju razvoja događaja (videti tabelu 4.3).⁵⁷⁹

Iako sam metod obračuna SCR može biti različit između kategorija rizika, njegovi parametri, u smislu korišćene mere rizika, nivoa poverenja i vremenskog horizonta moraju biti isti za svaku od njih. Naime, solventnosni kapitalni zahtev se dovodi u vezu sa maksimalnim mogućim gubitkom neto imovine kompanije pri nivou statističke pouzdanosti od 99,5%, za vremenski period od jedne godine.⁵⁸⁰ Dakle, standardna formula koristi vrednost pod rizikom kao meru izloženosti svakoj od obuhvaćenih kategorija rizika. Pored prethodno obrazloženih praktičnih prednosti date mere rizika, njen izbor je uslovljen i načinom na koji su finansijske institucije, uključujući osiguravajuće kompanije, merile rizike i upravljale njima pre nastanka Solventnosti II. Prateći smernice Bazelskog komiteta,⁵⁸¹ regulatori finansijskog sektora širom sveta usvojili su VaR kao determinantu standarda adekvatnosti kapitala za banke i druge finansijske institucije. Istovremeno, globalno istraživanje sprovedeno 2002. godine od strane Američkog udruženja aktuara

⁵⁷⁸ Navedena sličnost je utoliko više dolazila do izražaja prilikom sprovođenja poslednje studije kvantitativnog uticaja (engl. *Quantitative Impact Study*) koncepta Solventnost II - QIS5, kada je minimalni kapitalni zahtev definisan kao veći od rezultata dobijenih primenom tehničkih rezervi i fakturiranih premija u samopridržaju, umesto kao njihov zbir. Šire videti u: EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 289.

⁵⁷⁹ Pored primene propisanog standardnog pristupa (formule), koncept Solventnost II predviđa mogućnost obračuna SCR na osnovu potpunog ili parcijalnog internog modela kompanije, o čemu će biti više reči u narednom delu rada.

⁵⁸⁰ EC (2009), *op. cit.*, čl. 101.

⁵⁸¹ BIS, *op. cit.*

(Society of Actuaries - SOA) je pokazalo da 77% osiguravajućih kompanija koristi VaR kao meru rizika, dok samo 15% kompanija koristi TVaR u iste svrhe.⁵⁸²

Tabela 4.3. Sumarni prikaz (pod)modula rizika i pristupa obračuna SCR u konceptu Solventnost II

Kategorija (modul) rizika	Pristup obračuna SCR	Rizična varijabla
Tržišni rizici		
Rizik kamatne stope	pristup scenarija	neto imovina osiguravača
Rizik akcija		
Rizik nekretnina		
Rizik spreda		
Devizni rizik		
Rizik koncentracije		
Kreditni rizici		
Rizici koji ne mogu biti diverzifikovani	faktorski pristup	najbolja procena potraživanja, korigovana efektima ublažavanja rizika i vrednošću kolaterala
Rizici koji mogu biti diverzifikovani	pristup scenarija	neto imovina
Rizici životnih osiguranja		
Rizik smrtnosti	pristup scenarija	neto imovina osiguravača
Rizik dugovečnosti		
Rizik bolesti i invalidnosti		
Rizik izvršenja opcija		
Rizik troškova		
Rizik revizije anuiteta		
Katastrofalni rizici		
Rizici neživotnih osiguranja		
Rizik premije	faktorski pristup	zarađena premija u samopridržaju
Rizik rezervi		najbolja procena rezervi za štete u samopridržaju
Rizik izvršenja opcija	pristup scenarija	neto imovina osiguravača
Katastrofalni rizici	pristup scenarija/ faktorski pristup	neto imovina osiguravača/ zarađena premija
Rizici zdravstvenih osiguranja		
Rizici zdravstvenih osiguranja čije su tehničke osnove bliže životnim osiguranjima		
Rizik smrtnosti	pristup scenarija	neto imovina osiguravača
Rizik dugovečnosti		
Rizik bolesti i invalidnosti		
Rizik izvršenja opcija		
Rizik troškova		
Rizik revizije anuiteta		
Rizici zdravstvenih osiguranja čije su tehničke osnove bliže neživotnim osiguranjima		
Rizik premije	faktorski pristup	zarađena premija u samopridržaju
Rizik rezervi		najbolja procena rezervi za štete u samopridržaju
Rizik izvršenja opcija	pristup scenarija	neto imovina osiguravača
Katastrofalni rizici		
Rizik nematerijalnih ulaganja	faktorski pristup	fer vrednost nematerijalnih ulaganja
Operativni rizici	faktorski pristup	zarađena premija, tehničke rezerve, troškovi poslovanja, BSCR

Izvor: Pripremljeno prema EIOPA (2014b). „Technical Specifications for the Preparatory Phase. (Part I)“. EIOPA-14/209. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 132-288.

⁵⁸² CEA (2006). *CEA Working Paper on the risk measures VaR and TailVaR*. Brussels: CEA (preuzeto 08.03.2012. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/2006-markt-docs/2534-06-annex-cea_en.pdf), str. 3.

Relativna jednostavnost vrednosti pod rizikom je upravo u funkciji unapređenja celokupnog procesa upravljanja rizicima kompanije, kroz bolje razumevanje njegovih principa, što je jedan od ciljeva koncepta Solventnost II. Takođe, vrednost pod rizikom je kompatibilna sa primenom scenarija u okviru standardnog pristupa obračuna SCR. Za datu raspodelu verovatnoća rizične varijable, moguće je izabrati jedan scenario koji odgovara željenom nivou poverenja, dok TVaR, sa druge strane zahteva niz scenarija kojima se opisuju svi ishodi sadržani u repu raspodele. Ipak, osiguravači imaju mogućnost primene alternativnih mera rizika, poput TVaR, u svojim internim modelima, ukoliko su one prikladne za njihovo poslovanje i prihvatljive za organ nadzora, dok god je na taj način određeni iznos SCR konzistentan sa verovatnoćom propasti od 0,5%.

Prilikom obračuna solventnosnog kapitalnog zahteva, rizici se klasifikuju na tržišne, kreditne, rizike osiguranja (životnog, neživotnog i zdravstvenog), rizik nematerijalnih ulaganja i operativne rizike. Agregiranje kapitalnih zahteva po pojedinim kategorijama (modulima) rizika, i podmodulima rizika unutar njih se ostvaruje na bazi formule kvadratnog korena (analogno obrascu 1.37), uz uvažavanje efekata diverzifikacije rizika putem unapred definisane korelacione matrice. Osnovni (bazični) solventnosni kapitalni zahtev (engl. *Basic Solvency Capital Requirement* - **BSCR**) se dobija primenom sledećeg obrasca:⁵⁸³

$$BSCR = \sqrt{\sum_i \sum_j \rho_{i,j} \cdot SCR_i \cdot SCR_j} + SCR_{intangibles}, \quad (4.14)$$

gde su:

- $\rho_{i,j}$ - koeficijenti korelacije između kategorija rizika, čije su vrednosti unapred definisane,
- SCR_i, SCR_j - solventnosni kapitalni zahtev za i -tu, odnosno j -tu kategoriju rizika, solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika nematerijalnih ulaganja,
- $SCR_{intangibles}$ - ukoliko se takva ulaganja posmatraju kao sastavni elementi raspoloživog kapitala osiguravača.

Na osnovu vrednosti koeficijenata korelacije koje su sadržane u tabeli 4.4, uočljivo je da standardni pristup obračuna SCR pretpostavlja međusobnu nezavisnost rizika neživotnog osiguranja u odnosu na rizike životnog i zdravstvenog osiguranja. Za koeficijente korelisanosti između ostalih kategorija rizika predložena je vrednost od 0,25, sa izuzetkom rizika neživotnog osiguranja i kreditnog rizika, za koje je predviđena vrednost pokazatelja

⁵⁸³ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 126.

stepena međusobnog linearnog slaganja u iznosu od 0,50 uvažavajući značaj reosiguranja za dugoročno finansijsko zdravlje direktnih osiguravača koji se bave datim poslovima osiguranja. Izuzeće kapitalnog zahteva po osnovu rizika nematerijalnih ulaganja iz formule kvadratnog korena upućuje na pretpostavku o perfektnoj korelisanosti date sa ostalim kategorijama rizika.

Tabela 4.4. *Korelaciona matrica osnovnog solventnosnog kapitalnog zahteva u konceptu Solventnost II*

Kategorija (modul) rizika	Tržišni rizici	Kreditni rizici	Rizici životnih osiguranja	Rizici zdravstvenog osiguranja	Rizici neživotnih osiguranja
Tržišni rizici	1				
Kreditni rizici	0,25	1			
Rizici životnih osiguranja	0,25	0,25	1		
Rizici zdravstvenog osiguranja	0,25	0,25	0,25	1	
Rizici neživotnih osiguranja	0,25	0,50	0	0	1

Izvor: EC (2009). „Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II)“, *Official Journal of the European Communities*, 2009/138/EC, Annex IV

Pri utvrđivanju ukupnog solventnosnog kapitalnog zahteva kompanije, dobijeni iznos osnovnog SCR se uvećava izračunatim kapitalnim zahtevom za pokriće operativnog rizika i umanjuje po osnovu mogućnosti prenošenja dela neočekivanih gubitaka na osiguranike (kroz smanjenje tehničkih rezervi za polise sa pripisom dobiti) i/ili mogućnosti apsorpcije tih gubitaka kroz smanjenje odloženih poreskih obaveza, odnosno kroz povećanje odložene poreske imovine.⁵⁸⁴ Kalkulacija SCR na nivou kompanije, i obaveštavanje nadzornog organa o njenim rezultatima, moraju biti sprovedeni najmanje jednom godišnje. Poželjno je da se SCR obračunava i češće, naročito ukoliko dođe do izmena u rizičnoj poziciji osiguravača.⁵⁸⁵

4.1.3.1. *Merenje rizika dovoljnosti premije i rezervi za štete*

Metodologija i parametri izračunavanja solventnosnog kapitalnog zahteva za pokriće rizika neživotnih osiguranja, koji su po prvi put definisani u okviru druge studije kvantitativnog uticaja (QIS2), evoluirali su tokom vremena. Inicijalno su, u domenu date kategorije rizika, identifikovane tri komponente: rizik premije, rizik rezervi za štete i katastrofalni rizici. Kapitalni zahtevi za svaki od navedenih podmodula rizika su određivani individualno, a zatim agregirani, uz pretpostavljeni koeficijent korelacije od 0,50 između

⁵⁸⁴ EC (2009), *op. cit.*, čl. 106-107.

⁵⁸⁵ *Ibidem*, čl. 102.

rizika premije i rizika rezervi, koji su smatrani nekoreliranim sa katastrofalnim rizicima. Pri određivanju potrebnog iznosa kapitala za pokriće rizika premije, postojala je mogućnost izbora između pristupa zasnovanog na podacima evropskog tržišta osiguranja, ili na podacima konkretne kompanije, dok je za rizik rezervi korišćen isključivo jedinstveni tržišni pristup. Trećom studijom kvantitativnog uticaja (QIS3), podmoduli rizika premije i rizika rezervi su objedinjeni, odgovarajući parametri i koeficijenti korelacije između linija poslovanja prilagođeni inoviranim podacima, a za merenje rizika premije predviđena kombinovana primena podataka tržišta i date kompanije. U okviru četvrte studije kvantitativnog uticaja (QIS4), izvršeno je razdvajanje poslovnih linija neživotnih (re)osiguranja u odnosu na zdravstveno i osiguranje od nezgode, uvedeni su efekti geografske diverzifikacije rizika i dalje korigovani parametri standardnog pristupa. Shodno tehničkim specifikacijama poslednje sprovedene studije kvantitativnog uticaja (QIS5),⁵⁸⁶ strukturu kapitalnog zahteva namenjenog pokriću rizika neživotnih osiguranja (SCR_{NL}) sačinjavaju tri elementa: podmodul rizika rezervi i premije osiguranja (NL_{PR}), podmodul rizika izvršenja opcija sadržanih u ugovorima o osiguranju (NL_{lapse}) i podmodul katastrofalnih rizika (NL_{CAT}).

U domenu merenja rizika premije i rezervi neživotnih osiguranja, koncept Solventnost II zadržava faktorski pristup, određujući kapitalni zahtev u obliku proizvoda kategorije koja prezentuje izloženost riziku i odgovarajućeg faktora rizika. Najpre je, za oba tipa rizika potrebno, po individualnim linijama poslovanja (i), odrediti tzv. meru volumena, kojom se aproksimira izloženost svakom od njih ($V_{P,i}$ i $V_{R,i}$) i meru volatilnosti ($\sigma_{P,i}$ i $\sigma_{R,i}$, respektivno). Na osnovu ovih veličina, utvrđuju se ukupna mera volumena V_i i volatilnosti σ_i na nivou svake od linija, koje dalje služe za obračun mere ukupne izloženosti V i volatilnosti σ na nivou osiguravajuće kompanije, kao determinanti solventnosnog kapitalnog zahteva za rizik premije i rezervi neživotnih osiguranja NL_{PR} .

Sa teorijskog aspekta posmatrano, standardni pristup koncepta Solventnost II posmatra ukupan rizik premije i rezervi za štete kao mogućnost da portfelj osiguranja u jednogodišnjem periodu $[0,1]$ zabeleži gubitak L , kao višak nastalih osiguranih šteta (\tilde{S}) u odnosu na zarađene premije (\tilde{P}), tj. $L = \tilde{S} - \tilde{P}$. Nastale osigurane štete obuhvataju isplate šteta tokom perioda (S) i promenu rezervi za štete $\Delta R = R^1 - R^0$. Mera izloženosti

⁵⁸⁶ EU Commission (2010b), *op. cit.*

kompanije riziku premije i rezervi zajedno jednaka je zbiru poznatih veličina na početku posmatranog perioda:

$$V = \tilde{P} + R^0. \quad (4.15)$$

Odnos mogućeg gubitka (L) i mere izloženosti riziku (V) može biti predstavljen na sledeći način:

$$\frac{L}{V} = \frac{\tilde{S} - \tilde{P}}{\tilde{P} + R^0} = \frac{S + R^1 - (\tilde{P} + R^0)}{\tilde{P} + R^0} = X - 1, \quad \text{gde je} \quad X = \frac{S + R^1}{\tilde{P} + R^0}. \quad (4.16)$$

Mera izloženosti pojedinačne, i -te poslovne linije riziku premije i rezervi zajedno jednaka je:⁵⁸⁷

$$V_i = V_{P,i} + V_{R,i} = \tilde{P}_i + R_i^0, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (4.17)$$

Preciznije, standardni pristup koncepta Solventnost II definiše meru izloženosti riziku premije po linijama poslovanja ($V_{P,i}$) u obliku:

$$V_{P,i} = \max\left\{\hat{\tilde{P}}_i, \tilde{P}_i\right\} + PV_i^{EP} + PV_i^{FP}, \quad (4.18)$$

gde su:

- $\hat{\tilde{P}}_i$ - ocena zarađene premije u samoprdržaju i -te poslovne linije u narednoj godini,
- \tilde{P}_i - zarađena premija u samoprdržaju i -te poslovne linije u prethodnoj godini, sadašnja vrednost premija u samoprdržaju po postojećim ugovorima, za koje se
- PV_i^{EP} - očekuje da će biti zarađene nakon isteka naredne godine u i -toj poslovnoj liniji;⁵⁸⁸ sadašnja vrednost premija u samoprdržaju po ugovorima za koje se očekuje da
- PV_i^{FP} - će biti zaključeni u narednoj godini, a koje će biti zarađene nakon isteka naredne godine u i -toj poslovnoj liniji.

Kao mera izloženosti riziku rezervi individualne poslovne linije $V_{R,i}$ koristi se iznos rezervisanih šteta u samoprdržaju na početku posmatranog perioda, tako da je:

$$V_{R,i} = R_i^0. \quad (4.19)$$

⁵⁸⁷ Segmentacija linija poslovanja u svrhe obračuna SCR na ime rizika neživotnih osiguranja identična je onoj koja se koristi u svrhe vrednovanja tehničkih rezervi (videti tabelu 4.1), pri čemu su mere volumena po poslovnima osiguranja i proporcionalnog reosiguranja, unutar svake od njih, objedinjene.

⁵⁸⁸ Veličina PV_i^{EP} je prisutna samo kod ugovora o osiguranju čije je trajanje duže od jedne godine.

⁵⁸⁹ EIOPA (2012). „Revised Technical Specifications for the Solvency II valuation and Solvency Capital Requirements calculations (Part I)“. *EIOPA-DOC-12/467*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 227-228.

Analogno celokupnoj kompaniji, kojoj odgovara prethodno definisani ratio X , pojedinačnim poslovnim linijama se pridružuje veličina X_i :

$$X_i = \frac{S_i + R_i^1}{\tilde{P}_i + R_i^0} = \frac{S_i + R_i^1}{V_{P,i} + V_{R,i}}, \quad (4.20)$$

koja može biti razvijena u obliku:

$$X_i = \frac{V_{P,i}}{V_i} \cdot X_{P,i} + \frac{V_{R,i}}{V_i} \cdot X_{R,i}, \quad (4.21)$$

gde je:

$$X_{P,i} = \frac{S_i}{V_{P,i}} \quad (4.22)$$

tzv. ratio rizika premije, a

$$X_{R,i} = \frac{R_i^1}{V_{R,i}} \quad (4.23)$$

predstavlja tzv. ratio rizika rezervi i -te poslovne linije⁵⁹⁰ i

$$V_i = V_{P,i} + V_{R,i} \quad (4.24)$$

Mere volatilnosti za rizik premije i rizik rezervi po poslovnim linijama, u vidu standardnih devijacija odnosnih racija:

$$\sigma_{P,i} = \sqrt{\text{Var}(X_{P,i})} \text{ i } \sigma_{R,i} = \sqrt{\text{Var}(X_{R,i})}, \quad (4.25)$$

se izjednačavaju sa unapred definisanim faktorima rizika $\hat{\sigma}_{P,i}$ i $\hat{\sigma}_{R,i}$, respektivno.

Tabela 4.5. *Faktori rizika premije i rizika rezervi po poslovnim linijama prema QIS5*

<i>i</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\hat{\sigma}_{P,i}$	0,10· NP _i	0,07· NP _i	0,17· NP _i	0,10· NP _i	0,15· NP _i	0,215· NP _i	0,065· NP _i	0,05· NP _i	0,13· NP _i
$\hat{\sigma}_{R,i}$	0,095	0,10	0,14	0,11	0,11	0,19	0,09	0,11	0,15

Izvor: EU Commission (2010b). *QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission, str. 200-201.

Dok predložene vrednosti faktora rizika rezervi već odražavaju efekte ublažavanja rizika po osnovu reosiguravajućeg pokrivača, faktor rizika premije je definisan na bruto

⁵⁹⁰ Hürlimann, W. (2008). On the non-life Solvency II model. *ASTIN Colloquium in Manchester*. Brussels: International Actuarial Association, str. 5.

⁵⁹¹ Prilikom određivanja ukupne mere volumena za rizik premije i rezervi na nivou poslovne linije V_i , osiguravajuće kompanije koje posluju u većem broju zemalja imaju mogućnost uvažavanja efekata geografske diverzifikacije datih rizika, uz poštovanje unapred definisane podele na regione. Šire videti u: EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 258. i EIOPA(2014a). „Annexes to the Technical Specification for Preparatory Phase (Part I)“. *EIOPA-14/211*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 34-36.

osnovi. Kako bi bili uvaženi efekti neproporcionalnog reosiguranja, unapred definisane vrednosti faktora rizika premije mogu biti korigovane. Faktor NP_i , koji se koristi u date svrhe, uzima u obzir visinu samopridržaja i limita po ugovorima neproporcionalnog reosiguranja, kao i podatke o premijama, broju šteta i ocenjenim konačnim iznosima šteta na bruto osnovi, tokom prethodnog višegodišnjeg perioda.⁵⁹²

Evropska agencija za nadzor osiguranja i penzijskog osiguranja (*European Insurance and Occupational Pensions Authority* - EIOPA) objavila je, krajem 2012. godine, dokument⁵⁹³ u kome su sadržane revidirane vrednosti faktora rizika premije i rezervi neživotnih osiguranja korišćenih u QIS5 studiji. Povećani broj opservacija i unapređena metodologija rezultovali su smanjenjem vrednosti faktora oba rizika u većini linija poslovanja u odnosu na poslednju studiju kvantitativnog uticaja (videti tabelu 4.6). Očekuje se da ponovna revizija faktora, koja će, shodno prirodi svake od poslovnih linija, uslediti nakon odgovarajućeg broja godina, rezultuje preciznijim ocenama parametara, usled smanjenja heterogenosti po osnovu implementacije koncepta Solventnost II i usklađivanja računovodstvene prakse zemalja članica. Sa ciljem što preciznijeg merenja rizika osiguranja, u okviru standardnog pristupa, prema tehničkim specifikacijama studije QIS5, je ostavljena mogućnost kombinovanja unapred definisanih faktora rizika premije i rezervi sa njihovim ocenama dobijenim na bazi internih podataka osiguravajuće kompanije. Vrednost pondera koji se dodeljuje sopstvenom iskustvu osiguravača, u vidu tzv. faktora kredibiliteta, zavisi od dužine vremenske serije podataka i linije poslovanja.⁵⁹⁴

Tabela 4.6. *Revidirane vrednosti faktora rizika premije i rezervi po poslovnim linijama*

<i>i</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\hat{\sigma}_{P,i}$	0,10· NP _i	0,08· NP _i	0,15· NP _i	0,08· NP _i	0,14· NP _i	0,12· NP _i	0,07· NP _i	0,09· NP _i	0,13· NP _i
$\hat{\sigma}_{R,i}$	0,09	0,08	0,11	0,10	0,11	0,19	0,12	0,20	0,20

Izvor: EIOPA (2012). „Revised Technical Specifications for the Solvency II valuation and Solvency Capital Requirements calculations (Part I)“. *EIOPA-DOC-12/467*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 230-232.

Kombinovana mera volatilnosti za rizik premije i rizik rezervi *i*-te poslovne linije (σ_i) određuje se uz pretpostavku da je koeficijent korelacije između dva tipa rizika $\rho_{P,R} = 0,5$:

⁵⁹² Šire videti u: EIOPA (2014a), *op. cit.*, str. 24-26. Umesto eksplicitnog izračunavanja njegove vrednosti, faktor NP_i može biti izjednačen sa jedinicom, izuzev u poslovnim linijama osiguranja od autoodgovornosti, osiguranja imovine od požara i drugih opasnosti i osiguranja od opšte odgovornosti, u kojima je preporučena vrednost ovog faktora 0,80.

⁵⁹³ EIOPA (2012), *op. cit.*

⁵⁹⁴ Šire videti u: EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 244-256.

$$\sigma_i = \sqrt{\text{Var}(X_i)} = \sqrt{\text{Var}\left(\frac{V_{P,i}}{V_i} \cdot X_{P,i} + \frac{V_{R,i}}{V_i} \cdot X_{R,i}\right)}, \quad (4.26)$$

odnosno

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_{P,i}^2 \frac{V_{P,i}^2}{V_i^2} + \sigma_{R,i}^2 \frac{V_{R,i}^2}{V_i^2} + 2\rho_{P,R} \sigma_{P,i} \sigma_{R,i} \frac{V_{P,i} V_{R,i}}{V_i^2}}, \quad (4.27)$$

iz čega, daljim sređivanjem, proizilazi:

$$\sigma_i = \frac{1}{V_i} \sqrt{(\sigma_{P,i} V_{P,i})^2 + (\sigma_{R,i} V_{R,i})^2 + \sigma_{P,i} V_{P,i} \sigma_{R,i} V_{R,i}}, \quad (4.28)$$

gde su:

- V_i - mera izloženosti rizicima premije i rezervi za i -tu liniju poslovanja,
- $V_{P,i}$ - mera izloženosti riziku premije za i -tu liniju poslovanja,
- $V_{R,i}$ - mera izloženosti riziku rezervi za i -tu liniju poslovanja,
- $\sigma_{P,i}$ - mera volatilnosti za rizik premije u i -toj liniji poslovanja,
- $\sigma_{R,i}$ - mera volatilnosti za rizik rezervi u i -toj liniji poslovanja,
- $\rho_{P,R}$ - koeficijent korelacije između rizika premije i rizika rezervi.

Mera izloženosti celokupnog portfelja osiguranja rizicima premije i rezervi zajedno (V) se definiše kao suma odgovarajućih mera izloženosti za pojedinačne linije poslovanja:

$$V = \sum_i V_i. \quad (4.29)$$

Na nivou portfelja, veličina X može biti prikazana u obliku:

$$X = \sum_{i=1}^n \frac{V_i}{V} X_i, \quad (4.30)$$

tj. kao ponderisana aritmetička sredina odnosnih racija individualnih poslovnih linija X_i , gde ulogu pondera imaju njihove relativne mere volumena, na osnovu čega je parametar volatilnosti za rizike premije i rezervi na nivou celokupnog portfelja (σ) jednak:

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)} = \sqrt{\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n \frac{V_i}{V} X_i\right)} = \frac{1}{V} \sqrt{\sum_{i=1}^n (\sigma_i V_i)^2 + \sum_{i \neq j=1}^n \sum_{i=1}^n \rho_{i,j} \sigma_i V_i \sigma_j V_j} = \frac{1}{V} \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} \sigma_i V_i \sigma_j V_j}, \quad (4.31)$$

gde su:

- V - mera izloženosti rizicima premije i rezervi za celokupan portfelj osiguranja,

- V_i, V_j - mere izloženosti rizicima premije i rezervi za individualne linije poslovanja,
 σ_i, σ_j - kombinovana mera volatilnosti za rizike premije i rezervi za individualne linije poslovanja,
 $\rho_{i,j}$ - koeficijenti korelacije između linija poslovanja.

Jedinstvene vrednosti koeficijena korelacije između linija poslovanja $\rho_{i,j}$, koje su prikazane u tabeli 4.7, ocenjene su na osnovu podataka o raciju šteta nemačkih osiguravača u periodu 1988-2002. godine.⁵⁹⁵

Tabela 4.7. Koeficijenti korelacije linija poslovanja neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1								
2	0,50	1							
3	0,50	0,25	1						
4	0,25	0,25	0,25	1					
5	0,50	0,25	0,25	0,25	1				
6	0,25	0,25	0,25	0,25	0,50	1			
7	0,50	0,50	0,25	0,25	0,50	0,50	1		
8	0,25	0,50	0,50	0,50	0,25	0,25	0,25	1	
9	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	1

Izvor: EU Commission (2010b). *QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission, str. 203.

Polazeći od aktuarskog principa ekvivalencije, na nivou portfelja mora biti zadovoljen uslov: $E(L)=0$,⁵⁹⁶ usled čega, na osnovu obrasca (4.16), proizilazi da je $E(X)=1$. Pretpostavljena raspodela slučajne promenljive X je log-normalna, sa parametrima μ_X i σ_X^2 , tj. $X \sim \mathcal{LN}(\mu_X, \sigma_X^2)$. Na osnovu očekivane vrednosti:

$$E(X) = \exp\left(\mu_X + \frac{\sigma_X^2}{2}\right) = 1 \quad (4.32)$$

sledi

$$\mu_X = -\frac{\sigma_X^2}{2}, \quad (4.33)$$

usled čega je:

$$\text{Var}(X) = \exp(2\mu_X + \sigma_X^2)(\exp(\sigma_X^2) - 1) = \exp(\sigma_X^2) - 1. \quad (4.34)$$

Na osnovu parametra volatilnosti za celokupan portfelj osiguranja:

⁵⁹⁵ CEIOPS (2010b). „CEIOPS’ Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR standard formula - Article 111(d) Correlations“. *CEIOPS-DOC-70/10*. Frankfurt: CEIOPS, str. 25.

⁵⁹⁶ Hürlimann, *op. cit.*, str. 3.

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)},$$

proizilazi da je:

$$\sigma_X = \sqrt{\ln(\sigma^2 + 1)}. \quad (4.35)$$

Ukupni kapitalni zahtev za pokriće rizika premije i rezervi NL_{PR} odgovara vrednosti pod rizikom slučajne promenljive L na nivou poverenja $p = 0,995$:

$$NL_{PR} = VaR_{0,995}(L) = VaR_{0,995}\left(\frac{L}{V}\right) \cdot V = (VaR_{0,995}(X) - 1) \cdot V = (\exp(\mu_X + z_{0,995}\sigma_X) - 1) \cdot V, \quad (4.36)$$

odnosno

$$NL_{PR} = \left(\exp\left(z_{0,995}\sigma_X - \frac{\sigma_X^2}{2}\right) - 1 \right) \cdot V = \rho_{0,995}(\sigma) \cdot V. \quad (4.37)$$

gde $z_{0,995}$ predstavlja odgovarajući percentil standardne normalne raspodele $\mathcal{N}(0,1)$. Funkcija $\rho_{0,995}(\sigma)$ je definisana na način kojim se, uz pretpostavljenu log-normalnu agregatnu raspodelu dva rizika, postiže kapitalni zahtev koji je konzistentan sa vrednošću pod rizikom na nivou poverenja od 99,5%, što može biti aproksimirano u obliku: $\rho_{0,995}(\sigma) \approx 3 \cdot \sigma$.⁵⁹⁷

4.1.3.2. Merenje rizika izvršenja opcija iz ugovora o osiguranju

Obaveze osiguravača prema osiguranicima uslovljene su, između ostalog, (ne)izvršenjem opcija koje su sadržane u ugovorima o osiguranju. U neživotnim osiguranjima, tipični primeri opcija za osiguranike se odnose na prekid ugovora pre isteka predviđenog roka i obnovu ugovora pod prethodno definisanim uslovima. Obračun tehničkih rezervi zasnovan je na pretpostavkama o izvršenju ovakvih opcija. Rizik izvršenja opcija se odnosi na mogućnost da se date pretpostavke ispostave pogrešnim, ili nevažećim, u izmenjenim okolnostima. Ovaj rizik može biti zanemaren pri obračunu SCR za neživotna osiguranja ukoliko veći deo portfelja čine ugovori koji ne uključuju opcije za osiguranike, ili ukoliko ne postoji materijalno značajan uticaj pretpostavki o njihovom izvršenju na iznos rezervi.⁵⁹⁸

⁵⁹⁷ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 253.

⁵⁹⁸ EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 203.

Obračun zahtevanog kapitala po osnovu rizika izvršenja opcija (NL_{lapse}) vrši se na bazi pojedinačnih ugovora o osiguranju ili, pod odgovarajućim uslovima, na bazi homogenih rizičnih grupa. Prema tehničkim specifikacijama QIS5, njegova visina odgovara najvećem od tri izračunata kapitalna zahteva na ime: rizika permanentnog smanjenja ($Lapse_{down}$), odnosno permanentnog povećanja ($Lapse_{up}$) stope izvršenja opcija i rizika masovnog izvršenja opcija ($Lapse_{mass}$):

$$NL_{lapse} = \max\{Lapse_{down}, Lapse_{up}, Lapse_{mass}\}. \quad (4.38)$$

Odgovarajući kapitalni zahtev za pokriće rizika permanentnog smanjenja stope izvršenja opcija $Lapse_{down}$ odgovara promeni vrednosti neto imovine osiguravača u slučaju smanjenja pretpostavljene stope izvršenja onih opcija koje su nepovoljne za osiguravača (prekid ugovora, smanjenje osiguravajućeg pokrića) za 50% i povećanja stope neizvršenja opcija koje su povoljne za osiguravača (obnova ugovora, proširenje osiguravajućeg pokrića) u istom procentu, u svim budućim godinama trajanja portfelja, po svim polisama koje obezbeđuju takve opcije za osiguranike. U odnosu na pretpostavljenu stopu izvršenja opcija, dobijena „šok stopa“, čiji se mogući uticaj na neto imovinu posmatra, ne sme odstupati za više od 20 procentnih poena. Obrnuto, u slučaju rizika permanentnog povećanja stope izvršenja opcija, pretpostavljena stopa izvršenja nepovoljnih opcija se povećava, a stopa neizvršenja povoljnih opcija smanjuje za po 50%, pri čemu je „šok stopa“ ograničena na 100% maksimalno. Konačno, kapitalni zahtev za rizik masovnog izvršenja opcija $Lapse_{mass}$ se određuje u vidu promene neto vrednosti imovine u slučaju povlačenja 30% od ukupnog broja polisa osiguranja kod kojih je najbolja procena premijskih rezervi negativna.⁵⁹⁹

U izveštajima o rezultatima QIS5 studije nadzornih organa većine zemalja učesnica istaknuta je disproporcija između uloge rizika izvršenja opcija za neživotne osiguravače i složenosti obračuna zahtevanog iznosa kapitala za njegovo pokriće. Učešće ovog rizika u ukupnom riziku neživotnih osiguranja, pre uvažavanja efekata diverzifikacije, iznosi svega 1%.⁶⁰⁰ Uvažavajući takav rezultat, predložen je pojednostavljeni pristup izračunavanju SCR na ime pokrića rizika izvršenja opcija. Revidirani obračun je ograničen na sagledavanje efekata prevremenog prekida važenja 40% postojećih ugovora o osiguranju (čiji prekid dovodi do povećanja tehničkih rezervi osiguravača) i smanjenja očekivanog broja budućih

⁵⁹⁹ EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 205.

⁶⁰⁰ EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 86.

ugovora o osiguranju (koji je pretpostavljen pri vrednovanju tehničkih rezervi) za 40%, na vrednost neto imovine osiguravača.⁶⁰¹

4.1.3.3. Merenje katastrofalnih rizika

Katastrofalni rizici u neživotnom osiguranju se vezuju za moguće ekstremne posledice pojedinačnih štetnih događaja, koje nisu u dovoljnoj meri obuhvaćene kapitalnim zahtevima po osnovu rizika premije i rizika rezervi. Za obračun zahtevanog kapitala za pokriće katastrofalnih rizika, koncept Solventnost II predviđa primenu pristupa koji je zasnovan na standardizovanim scenarijima. Scenarija se odnose na prirodne katastrofe (oluje, poplave, zemljotres, grad i eroziju tla) i katastrofe uzrokovane ljudskim faktorom (u osiguranju motornih vozila, osiguranju imovine od požara i drugih opasnosti, pomorskom, vazдушnom, osiguranju od odgovornosti, osiguranju kredita i jemstva).⁶⁰²

Polazište merenja izloženosti riziku prirodnih katastrofa, za svaki od rizika ponaosob, je raspodela osiguranih vrednosti za posmatranu osiguravajuću kompaniju po homogenim, međusobno nezavisnim geografskim zonama,⁶⁰³ unutar unapred definisanih regiona. Mogući gubitak za osiguravajuću kompaniju u slučaju realizacije jednog od rizika u r -tom regionu ($L_{risk,r}$) se određuje na osnovu unapred definisanog faktora rizika za dati region ($Q_{risk,r}$),⁶⁰⁴ kao procenjenih troškova koje bi katastrofalni događaj, koji se realizuje jednom u 200 godina (tj. sa verovatnoćom 0,5% u jednoj godini), prouzrokovao za celokupno tržište osiguranja tog regiona, iskazanih procentualno u odnosu na sumu osiguranih vrednosti u njemu. Sume osiguranih vrednosti po ugovorima koji pokrivaju dati rizik u odgovarajućim linijama poslovanja u svakoj k -toj zoni regiona r ($SI_{risk,r,k}$) se, najpre, ponderišu predviđenim faktorima rizika za zonu ($W_{risk,r,k}$), kojim se procenjeni troškovi katastrofalnog događaja raspodeljuju između zona, shodno njihovoj rizičnosti,⁶⁰⁵ a zatim agregiraju, primenjujući unapred definisane koeficijente korelacije između zona

⁶⁰¹ EIOPA (2012), *op. cit.*, str. 234.

⁶⁰² Interesantno je napomenuti da je, u poređenju sa tehničkim specifikacijama QIS5, iz revidirane metodologije obračuna SCR na ime katastrofa uzrokovanih ljudskim faktorom izostavljen rizik terorističkih napada.

⁶⁰³ Prilikom sprovođenja QIS5 studije, u date svrhe su korišćene tzv. CRESTA zone. Akronim CRESTA (engl. *Catastrophe Risk Evaluation and Standardizing Target Accumulations*) označava organizaciju, osnovanu od strane vodećih svetskih reosiguravača, sa ciljem uspostavljanja jedinstvenog globalnog sistema za praćenje i evaluaciju rizika prirodnih katastrofa. Odgovarajuće CRESTA zone se definišu prema stepenu izloženosti riziku prirodnih katastrofa unutar svake od njih.

⁶⁰⁴ EIOPA (2014a), *op. cit.*, str. 41-46.

⁶⁰⁵ CEIOPS (2010a). „Catastrophe Task Force Report on Standardised Scenarios for the Catastrophe Risk Module in the Standard Formula“. *CEIOPS-DOC-79/10*. Frankfurt: CEIOPS, str. 41.

$(\rho_{risk,r,k,l})$,⁶⁰⁶ kojima se uvažavaju efekti geografske diverzifikacije rizika. Odnosni mogući gubitak po osnovu realizacije jednog rizika u regionu r jednak je:

$$L_{risk,r} = Q_{risk,r} \sqrt{\sum_k \sum_l \rho_{risk,r,k,l} \cdot WSI_{risk,k,l} \cdot WSI_{risk,k,l}}, \quad (4.39)$$

pri čemu je: $WSI_{risk,k,l} = W_{risk,r,k} \cdot SI_{risk,r,l}$. Za svaki region i rizik ponaosob, definisana su scenarija, u okviru kojih se posmatra pad vrednosti neto imovine osiguravača u slučaju dve uzastopne, međusobno nezavisne realizacije datog rizika, od kojih bi svaka izazvala gubitak jednak unapred definisanom procentu od izračunatog mogućeg gubitka $L_{risk,r}$. Kapitalni zahtev na ime pokrića rizika jedne prirodne nepogode na nivou regiona r ($SCR_{risk,r}$) predstavlja najveći od kapitalnih zahteva dobijenih po definisanim scenarijima. U slučaju ostalih regiona, koji nisu identifikovani kao materijalno ugroženi datom prirodnom katastrofom, kapitalni zahtev na ime pokrića rizika jedne prirodne nepogode ($SCR_{risk,other}$) odgovara padu vrednosti neto imovine po osnovu gubitka koji bi bio ostvaren u slučaju trenutne realizacije datog rizika. Gubitak se određuje na osnovu ocenjene vrednosti bruto premije osiguranja po ugovorima koji pokrivaju datu vrstu rizika u odgovarajućim linijama poslovanja, koja će biti zarađena u narednoj poslovnoj godini, uz uvažavanje efekata geografske diverzifikacije rizika.⁶⁰⁷ Ukupni solventnosni kapitalni zahtev za rizik jedne prirodne nepogode ($SCR_{natCAT,risk}$), sa druge strane, može biti izračunat agregiranjem na prikazani način dobijenih kapitalnih zahteva na ime istog rizika po svakom od regiona pojedinačno, unutar formule kvadratnog korena:

$$SCR_{natCAT,risk} = \sqrt{\sum_r \sum_s \rho_{risk,r,s} \cdot SCR_{risk,r} \cdot SCR_{risk,s} + SCR_{risk,other}^2}. \quad (4.40)$$

Vrednosti faktora korelacije između regiona ($\rho_{risk,r,s}$)⁶⁰⁸ su unapred definisane za svaki od rizika ponaosob, uvažavajući njihovu međusobnu geografsku udaljenost i druge relevantne činioce (poput, na primer, položaja rečnog toka u slučaju rizika poplave). Agregiranjem izračunatih kapitalnih zahteva za svaki od rizika x , uz pretpostavku o

⁶⁰⁶ Predviđeni faktori rizika za svaku od zona, i koeficijenti korelacije među njima, koji su korišćeni u okviru QIS5 studije, dostupni su u *Excel* fajlu pod nazivom „Parametri za neživotni katastrofalni rizik“ (engl. *Parameters for non-life catastrophe risk*) na Internet adresi: http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/archived/solvency7index_en.htm.

⁶⁰⁷ Šire videti u: EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 261-278.

⁶⁰⁸ EIOPA (2014a), *op. cit.*, str. 41-47.

njihovoj međusobnoj nezavisnosti, dolazi se do solventnosnog kapitalnog zahteva na ime rizika prirodnih katastrofa (SCR_{natCAT}):⁶⁰⁹

$$SCR_{natCAT} = \sqrt{\sum_x SCR_{natCAT,x}^2} . \quad (4.41)$$

Usled izrazite heterogenosti katastrofalnih rizika uzrokovanih ljudskim faktorom, metodologija izračunavanja solventnosnog kapitalnog zahteva za njihovo pokriće nije jedinstvena, već je prilagođena svakom od rizika ponaosob. Definisana hipotetička scenarija (kao što su, na primer, eksplozija u naftnoj rafineriji u pomorskoj luci - za osiguranje imovine od požara, eksplozija na naftnoj platformi ili sudar naftnog tankera i kruzera - za pomorsko osiguranje, itd.)⁶¹⁰ predstavljaju osnov za određivanje odgovarajućih obračunskih parametara. Primenom tih parametara na podatke kompanije (poput, na primer, ukupne osigurane sume po ugovorima koji pokrivaju odnosni rizik) izračunava se mogući gubitak za kompaniju u slučaju realizacije rizika. Solventnosni kapitalni zahtev po svakom od rizika ponaosob odgovara simuliranom padu vrednosti neto imovine osiguravača usled takvog gubitka. Ukupan kapitalni zahtev na ime rizika katastrofalnih događaja koji su izazvani dejstvom ljudskog faktora (SCR_{mmCAT}) se određuje agregiranjem izračunatih kapitalnih zahteva po svakom riziku x ponaosob ($SCR_{mmCAT,x}$), i uz pretpostavku o njihovoj međusobnoj nezavisnosti:

$$SCR_{mmCAT} = \sqrt{\sum_x SCR_{mmCAT,x}^2} . \quad (4.42)$$

U situacijama u kojima pristup standardizovanih scenarija nije adekvatan, koncept Solventnost II ostavlja mogućnost korišćenja faktorskog pristupa za merenje katastrofalnih rizika u neživotnom osiguranju.⁶¹¹ Primenom unapred definisanih faktora rizika⁶¹² na ocenjeni iznos zarađene premije u narednoj poslovnoj godini, po unapred definisanim grupama obaveza iz (re)osiguranja, određuje se solventnosni kapitalni zahtev za pokriće ostalih neživotnih katastrofalnih rizika ($SCR_{otherCAT}$). U poređenju sa poslednjom studijom kvantitativnog uticaja, revidiranom metodologijom merenja katastrofalnih rizika predviđen je, pored navedenih, i zaseban kapitalni zahtev po osnovu katastrofalnih rizika u poslovima

⁶⁰⁹ Nasuprot obrazloženoj, revidiranoj metodologiji, pri sprovođenju QIS5 studije pretpostavljena je pozitivna korelisanost između prirodnih nepogoda povezanih sa vremenskim prilikama (poput oluje i poplave).

⁶¹⁰ Šire videti u: CEIOPS (2010a), *op. cit.*, str. 55-70.

⁶¹¹ Takav je slučaj sa izloženošću prirodnim katastrofama izvan Evropskog ekonomskog područja, ostalim vrstama neživotnih osiguranja ili poslovima neproporcionalnog reosiguranja.

⁶¹² EIOPA (2012), *op. cit.*, str. 263.

neproporcionalnog reosiguranja ($SCR_{npproperty}$). Dati kapitalni zahtev, za koji se pretpostavlja da je perfektno pozitivno korelisan sa kapitalnim zahtevom na ime rizika prirodnih katastrofa se određuje na bazi ocenjene vrednosti bruto premije po ugovorima imovinskog neproporcionalnog reosiguranja, koja će biti zarađena u narednoj poslovnoj godini, uz uvažavanje efekata geografske diverzifikacije rizika.⁶¹³ Agregiranjem dobijenih kapitalnih zahteva dolazi se do ukupnog kapitalnog zahteva za pokriće katastrofalnih rizika u neživotnom osiguranju (NL_{CAT}), uz pretpostavku da su rizici prirodnih, ljudskim faktorom uzrokovanih i ostalih katastrofalnih događaja međusobno nezavisni:

$$NL_{CAT} = \sqrt{(SCR_{natCAT} + SCR_{npproperty})^2 + SCR_{mmCAT}^2 + SCR_{otherCAT}^2}, \quad (4.43)$$

gde su:

- SCR_{natCAT} - solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika prirodnih katastrofa,
- $SCR_{npproperty}$ - solventnosni kapitalni zahtev po osnovu katastrofalnih rizika u poslovima neproporcionalnog reosiguranja,
- SCR_{mmCAT} - solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika katastrofalnih događaja koji su izazvani dejstvom ljudskog faktora,
- $SCR_{otherCAT}$ - solventnosni kapitalni zahtev za pokriće ostalih katastrofalnih rizika.

Prema rezultatima studije QIS5, približno jedna petina ukupnog solventnosnog kapitalnog zahteva evropskih neživotnih osiguravača se odnosi na katastrofalne rizike.⁶¹⁴ Ipak, tretman ovih rizika u okviru standardnog pristupa Solventnosti II je predmet brojnih kritika predstavnika delatnosti osiguranja i nadležnih organa nadzora zemalja članica EU. U prvom redu, ističu se primedbe u pogledu jasnoće, kompleksnosti i primenljivosti metodologije, ali i raspoloživosti potrebnih podataka,⁶¹⁵ usled čega je opravdano očekivati dalju razradu i unapređenje pristupa merenju ovog segmenta rizika neživotnih osiguranja.

4.1.3.4. Merenje međusobne zavisnosti rizika neživotnih osiguranja

Ukupan kapitalni zahtev na ime rizika neživotnih osiguranja SCR_{NL} , u okviru standardnog pristupa koncepta Solventnost II, se određuje primenom formule kvadratnog korena, date u obliku:⁶¹⁶

⁶¹³ Šire videti u: EIOPA (2014), *op. cit.*, str. 278.

⁶¹⁴ Kalkulacije autora na osnovu EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 67. i str. 86.

⁶¹⁵ EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 89-94.

⁶¹⁶ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 251.

$$SCR_{NL} = \sqrt{\sum_i \sum_j \rho_{NL,i,j} NL_i NL_j}, \quad (4.44)$$

gde su:

- $\rho_{NL,i,j}$ - koeficijenti korelacije između rizika neživotnih osiguranja, čije su vrednosti unapred definisane,
- NL_i, NL_j - izračunati individualni kapitalni zahtevi svakog od rizika neživotnih osiguranja.

Tabela 4.8. Koeficijenti korelacije rizika neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II

Podmodul rizika	Rizik premije i rizik rezervi	Rizik izvršenja opcija	Katastrofalni rizici
Rizik premije i rizik rezervi	1		
Rizik izvršenja opcija	0	1	
Katastrofalni rizici	0,25	0	1

Izvor: EIOPA (2014). „Technical Specifications for the Preparatory Phase. (Part I)“. *EIOPA-14/209*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 252.

Koncept Solventnost II, dakle, pretpostavlja međusobnu nezavisnost rizika izvršenja opcija u odnosu na ostale rizike neživotnih osiguranja. Koeficijent korelacije između kombinovanog dejstva rizika premije i rizika rezervi, sa jedne, i katastrofalnih rizika, sa druge strane, definisan je na nivou od 0,25. Statistički posmatrano, pozitivna vrednost ovog koeficijenta se opravdava činjenicom da su raspodele verovatnoća datih rizika asimetrične i „zasečene“, ali i otežanom mogućnošću razgraničenja posledica datih rizika u praksi.⁶¹⁷ Na osnovu obrasca (1.37) i prikazanih koeficijenata korelacije (videti tabelu 4.8), ukupan solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika neživotnih osiguranja (SCR_{NL}) može biti izračunat na osnovu:

$$SCR_{NL} = \sqrt{NL_{PR}^2 + NL_{lapse}^2 + NL_{CAT}^2 + 0,50 \cdot NL_{PR} \cdot NL_{CAT}}, \quad (4.45)$$

gde su:

- NL_{PR} - solventnosni kapitalni na ime rizika premije i rezervi za štete (u skladu sa obrascem 4.37),
- NL_{lapse} - solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika izvršenja opcija iz ugovora o osiguranju (u skladu sa obrascem 4.38),
- NL_{CAT} - solventnosni kapitalni zahtev na ime katastrofalnih rizika (u skladu sa obrascem 4.43).

⁶¹⁷ CEIOPS (2009). „Draft CEIOPS’ Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR STANDARD FORMULA - Article 109(1c) - Correlations“. *Consultation Paper No. 74, CEIOPS-CP-74/09*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 17.04.2013. sa <https://eiopa.europa.eu/en/consultations/consultation-papers/2010-2009-closed-consultations/november-2009/consultation-paper-no-74/index.html>), str. 15.

Dobijeni iznos predstavlja jedan od inputa za izračunavanje osnovnog solventnosnog kapitalnog zahteva osiguravajuće kompanije (BSCR), primenom obrasca (4.14).

4.1.3.5. Kritička analiza standardnog pristupa merenju rizika neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II

U odnosu na aktuelnu formulaciju standardnog pristupa merenju rizika premije i rezervi, kao najvažnijih rizika neživotnih osiguranja u konceptu Solventnost II, moguće je izdvojiti više primedbi koje su praktične i metodološke prirode. Najpre, nivo poverenja pri određivanju solventnosnog kapitalnog zahteva je relativno visok. Drugim rečima, adekvatnost kapitala se podešava prema veoma retkim događajima (koji se realizuju jednom u toku 200 godina). U takvim okolnostima, raspoloživi skup podataka je obično vrlo mali, usled čega su greške ocenjivanja parametara velike, i posledično, intervali poverenja široki. Takođe, prisutan je problem obezbeđenja dovoljno dugih vremenskih serija podataka da obuhvate cikluse i netipične opservacije za posmatrane rizične varijable. Kako bi se izbeglo dvostruko obračunavanje kapitalnih zahteva, podaci koji se odnose na katastrofalne štete moraju biti izolovani u odnosu na posledice ostalih štetnih događaja. Ipak, razgraničavanje podmodula rizika premije i rezervi, sa jedne, i katastrofalnih rizika, sa druge strane, u praksi iziskuje značajan napor. Prapatno delovanje ekstremnih događaja na pojedine linije poslovanja često nije lako prepoznatljivo, čime se ugrožava preciznost obračuna. Pored navedenog, praktičan problem može predstavljati i alociranje pojedinih ugovora između linija poslovanja, u skladu sa klasifikacijom koncepta Solventnost II. Kriterijum razvrstavanja treba da bude priroda osiguranog rizika, nezavisno od pravne forme ugovora.⁶¹⁸

Sa metodološkog aspekta posmatrano, najveću pažnju privlače unapred definisane vrednosti parametara volatilnosti i korelisanosti rizika i linija poslovanja. Nije moguće definisati standardni faktor koji će, u potpunosti, odgovarati karakteristikama svakog konkretnog portfelja. Obezbeđenje reprezentativnosti predloženih vrednosti parametara standardne formule predstavlja konstantan problem, čak i za zemlje EU. Skup podataka koji je prvobitno korišćen za ocenjivanje parametara bio je veoma malog obima i odnosio se samo na kompanije nemačkog tržišta za rizik premije, odnosno nemačkog i britanskog

⁶¹⁸ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 64.

tržišta za rizik rezervi.⁶¹⁹ Međutim, kasnijim proširenjem uzorka na podatke kompanija iz većeg broja zemalja članica do izražaja je došao problem njihove heterogenosti.

Implicitna pretpostavka kreatora standardne formule je da je iskustveni period 1999-2008. godine, za koji su ocenjeni faktori rizika, reprezentativan za moguća inflatorna kretanja u budućnosti. Kako je reč o periodu sa relativno niskom inflacijom i odsustvom inflatornih šokova, faktori rizika mogu biti potcenjeni po datom osnovu. Sa druge strane, pristup ignoriše uticaj troškova rešavanja šteta na volatilnost rizika rezervi, pretpostavljajući njihovo fiksno učešće u rezervama za štete. Ipak, logično je očekivati da ovi troškovi nisu perfektno pozitivno korelisani sa štetama, zbog čega ocenjena vrednost faktora rizika rezervi (parametra $\sigma_{P,i}$) može biti isuviše visoka. Premija osiguranja, kao kategorija kojom se aproksimira izloženost riziku je, između ostalog, pod uticajem ciklusa osiguranja. Delovanje ciklusa je utoliko izraženije kod linija poslovanja sa relativno dužim repom raspodele šteta. Uprkos prepoznavanju njihovog postojanja, efekti ciklusa osiguranja nisu uključeni u metodologiju ocenjivanja parametara rizika premije, što se objašnjava razlozima praktične prirode. Vrednosti faktora rizika premije zasnovane su, i dalje se primenjuju, na ukupnu premiju, koja uključuje i deo po osnovu katastrofalnih događaja, čime se dodatno naglašava problem dupliranja kapitalnih zahteva. Pored navedenog, standardni pristup merenju rizika neživotnih osiguranja nije oslobođen od zajedničkog nedostatka svih faktorskih pristupa utvrđivanja solventnosti, u vidu podsticaja za potcenjivanje premija i rezervisanih šteta, kao rizičnih varijabli, sa ciljem iskazivanja što nižeg solventnosnog kapitalnog zahteva, odnosno u vidu „kažnjavanja“ oprezne politike tarifiranja i rezervisanja, relativno većim kapitalnim zahtevom.⁶²⁰

Parametri standardne formule su dizajnirani sa namerom da budu prikladni za evropskog osiguravača prosečne veličine i tipične strukture portfelja. Empirijski je utvrđena obrnuta srazmera između parametra volatilnosti i odgovarajuće mere volumena, tj. da manjem portfelju osiguranja odgovara veća standardna devijacija za rizik premije (rezervi), i obrnuto.⁶²¹ Samim tim, ako je prosečna veličina portfelja kompanija iz uzorka korišćenog za ocenjivanje standardnih parametara veća (odnosno manja) od portfelja konkretnog osiguravača, stvarne vrednosti faktora rizika mogu biti potcunjene (odnosno precunjene) po

⁶¹⁹ CEIOPS (2010c). „CEIOPS’ Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR Standard Formula – Calibration of Non-life Underwriting Risk“. *CEIOPS-DOC-67/10*. Frankfurt: CEIOPS, str. 13.

⁶²⁰ Holzmüller, *op. cit.*, str. 9.

⁶²¹ CEIOPS (2010c), *op. cit.*, str. 14.

datom osnovu.⁶²² Slično, što je stepen diverzifikacije portfelja datog osiguravača veći od standardnog, utoliko će i rezultujući kapitalni zahtev za pokriće rizika osiguranja biti precenjen, i obrnuto. Rezultati globalne studije sprovedene 2010. godine ukazuju da faktori rizika premije, u standardnoj formuli koncepta Solventnost II, generišu isuviše konzervativne kapitalne zahteve za kompanije sa velikim portfeljom i izraženim efektima diverzifikacije rizika. Takođe, uočena su značajna odstupanja između stvarnih koeficijenata korelacije između linija poslovanja evropskih kompanija za osiguranje i vrednosti predviđenih u okviru standardnog pristupa.⁶²³

Stepen uvažavanja efekata diverzifikacije rizika u okviru modula neživotnih osiguranja zavisi od koeficijenata korelacije između linija poslovanja, tipova rizika i geografskih područja. Kovarijacione matrice imaju primenu pri agregiranju varijansi (standardnih devijacija) raspodela verovatnoća slučajnih promenljivih. Kapitalni zahtevi koji se agregiraju u okviru standardne formule predstavljaju kvantile raspodele verovatnoća. Moguće je pokazati da, u slučaju višedimenzionalnih normalnih raspodela, primena koeficijenata korelacije rezultuje korektnim rezultatima agregiranja kvantila.⁶²⁴ Ipak, marginalne raspodele rizičnih varijabli u osiguranju obično odstupaju od normalnih (npr. nisu simetrične ili su „zasečene“ zbog reosiguranja) i njihove međusobne zavisnosti nisu nužno linearne (npr. postoje međuzavisnosti u domenu repova raspodele). Zbog navedenog, jedinstvene vrednosti koeficijenata korelacije standardnog pristupa su naknadno uvećane u odnosu na iznose zasnovane na stvarnim podacima, ali je time otvoreno pitanje arbitrarnosti konačnih vrednosti. Pored toga, kao što je već navedeno, u nedostatku empirijskih podataka, standardni pristup podrazumeva korišćenje koeficijenata korelacije između linija poslovanja čije su vrednosti ocenjene na osnovu podataka osiguravača koji posluju u samo jednoj od zemalja članica EU, i kao takve nisu nužno reprezentativne za ostatak evropskog tržišta osiguranja.

4.1.4. Raspoloživi kapital osiguravača u konceptu Solventnost II

Pri definisanju raspoloživog, nasuprot zahtevanom kapitalu, u okviru koncepta Solventnost II, sopstvena sredstva osiguravača se klasifikuju i rangiraju, kako bi bile

⁶²² Mitrašević, M., Jovović, M. (2012). „Measuring non-life insurance risks in the Solvency II concept“. *Achieved Results and Prospects of Insurance Market Development in Modern World*, Kocovic, J., Jovanovic Gavrilovic, B., Jakovcevic, D. (ed.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 20, str. 331.

⁶²³ AON, *op. cit.*, str. 7.

⁶²⁴ CEIOPS (2010b), *op. cit.*, str. 7.

uvažene razlike u njihovom kvalitetu i raspoloživosti za apsorpciju potencijalnih gubitaka. Kriterijum razvrstavanja je takođe i pripadnost osnovnim sopstvenim sredstvima, kao dominantno bilansnim pozicijama (uključujući višak imovine nad obavezama osiguravača (umanjen za otkupljene sopstvene akcije i učešća u kapitalu kreditnih institucija) i subordinirane obaveze), odnosno pomoćnim sopstvenim sredstvima, koja uključuju i vanbilansne pozicije.⁶²⁵ Najviši rang (rang 1) dodeljuje se osnovnim sredstvima visokog kvaliteta. Rang drugog reda (rang 2) se pripisuje osnovnim sredstvima srednjeg, odnosno pomoćnim sredstvima prvog kvaliteta. Najniži rang (rang 3) se odnosi na osnovna sredstva niskog, odnosno pomoćna sredstva srednjeg kvaliteta (videti tabelu 4.9). Kvalitativno razvrstavanje sredstava osiguravača je u skladu sa principom prudenčne regulacije investicija.

Tabela 4.9. *Klasifikacija sopstvenih sredstava osiguravača u konceptu Solventnost II*

Sredstva Kvalitet	Osnovna sredstva	Pomoćna sredstva
Visoki kvalitet	Rang 1 - uplaćeni akcijski kapital/ulozi članova društva za uzajamno osiguranje; - sredstva premije od emisije akcija; - rezerve (neraspoređena dobit, rezerve iz dobiti, revalorizacije i ostale rezerve); - očekivani profit koji je ukalkulisan u buduće premije po osnovu važećih ugovora o osiguranju; - ostali uplaćeni instrumenti kapitala (preferencijalne akcije, subordinirane obaveze) do 20% sredstava prvog ranga, itd.	Rang 2 - neuplaćeni upisani kapital; - potraživanja dodatnih doprinosa od članova društva za uzajamno osiguranje; - kreditne linije i garancije, itd.
	Rang 2 - poziv za uplatu upisanih običnih akcija; - poziv za uplatu ostalih instrumenata kapitala sa prvenstvom korišćenja za pokriće gubitaka; - ostali instrumenti kapitala sa odgovarajućim karakteristikama.	Rang 3 - pomoćna sredstva koja se trenutno priznaju za pokriće zahtevane margine solventnosti, a kojima, ukoliko bi bila uplaćena ili pozvana za uplatu, ne bi mogao biti dodeljen prvi rang.
Nizak kvalitet	Rang 3 - ostali instrumenti kapitala koji ne poseduju odgovarajuće karakteristike; - nematerijalna ulaganja; - odložena poreska imovina, itd.	-

Izvor: Pripremljeno prema EU Commission (2010b). *QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission, str. 295-304.

Koncept Solventnost II ustanovljava kvantitativne limite u pogledu sopstvenih sredstava osiguravača koja služe za pokriće kapitalnih zahteva. Naime, minimalni kapitalni

⁶²⁵ Šire videti u: EC (2009), *op. cit.*, čl. 88-96.

zahtev može biti pokriven isključivo osnovnim sredstvima prvog i drugog ranga (pri čemu se najmanje 80% MCR mora odnositi na sredstva prvog ranga). Od ukupnih sredstava koja služe za pokriće solventnosnog kapitalnog zahteva, najmanje jedna polovina se mora odnositi na sredstva prvog ranga, dok učešće sredstava trećeg ranga ne sme prelaziti 15% izračunatog SCR. Takođe, zbirno učešće sredstava drugog i trećeg ranga u odnosu na ukupan SCR ne sme biti veće od 50%.⁶²⁶ Pored navedenih limita, propisano je učešće sredstava prvog ranga (više od jedne trećine), odnosno sredstava trećeg ranga (manje od jedne trećine) u ukupnim sopstvenim sredstvima osiguravača.⁶²⁷

Pri padu raspoloživog kapitala ispod nivoa SCR, osiguravač ima obavezu da pripremi i podnese na usvajanje organu nadzora realističan plan finansijskog ozdravljenja. Organ nadzora je ovlašćen da zahteva od osiguravača da, u roku od šest meseci od uočavanja navedene neusklađenosti,⁶²⁸ preduzme neophodne mere u pravcu njenog otklanjanja, bilo kroz povećanje iznosa raspoloživih sredstava, bilo kroz smanjenje nivoa rizika.⁶²⁹ Ukoliko je, pak, nivo raspoloživog kapitala niži od MCR, osiguravač ima obavezu podnošenja kratkoročne finansijske šeme kojom će se, u roku od tri meseca, obezbediti pokrivenost minimalnog kapitalnog zahteva. Istovremeno, organ nadzora ima pravo na delimičnu ili potpunu zabranu slobodnog raspolaganja imovinom osiguravača. Konačno, neispunjenje ili neuspeh mera koje su predviđene finansijskom šemom u navedenom roku dovodi do gubitka dozvole za rad osiguravača.⁶³⁰

4.1.5. Očekivane posledice primene koncepta Solventnost II

U okviru odgovarajućih empirijskih analiza i teorijskih diskusija nastoje se identifikovati mogući efekti koncepta Solventnost II na sektor osiguranja u EU i pre početka njegove implementacije,⁶³¹ u cilju doprinosa njegovom poboljšanju. Logično je očekivati da, u

⁶²⁶ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 348.

⁶²⁷ EC (2009), *op. cit.*, čl. 98.

⁶²⁸ Prema nahođenju organa nadzora, navedeni period može biti prolongiran u slučaju nastupanja izuzetno nepovoljnih okolnosti na finansijskom tržištu, ali uz obavezu tromesečnog izveštavanja od strane osiguravača o preduzetim merama u cilju obezbeđenja pokrića SCR i njihovim rezultatima.

⁶²⁹ EC (2009), *op. cit.*, čl. 138.

⁶³⁰ *Ibidem*, čl. 139. i 144.

⁶³¹ Početak primene koncepta Solventnost II u zemljama Evropske unije je predviđen za 1. januar 2016. godine. Šire videti u: EU (2013). „Directive 2013/58/EU of the European Parliament and of the Council of 11 December 2013 amending Directive 2009/138/EC (Solvency II) as regards the date for its transposition and the date of its application, and the date of repeal of certain Directives (Solvency I)“, *Official Journal of the European Union*, 2013/58/EU. Mogući efekti ovog koncepta su relevantni i za zemlje regiona koje nisu članice EU (uključujući i Srbiju), po osnovu reosiguranja, prisustva osiguravača koji pripadaju grupama osiguranja čiji

poređenju sa dosadašnjim režimom solventnosti, uvažavanje većeg broja rizika i njihovo preciznije merenje dovedu do povećanja zahtevanog iznosa kapitala osiguravača. Rezultati studije QIS5 upućuju na potencijalno udvostručavanje zahtevane margine solventnosti evropskih osiguravača u uslovima primene koncepta Solventnost II, nasuprot aktuelnom konceptu Solventnost I. Oni predstavljaju polazište za formulisanje hipoteze prema kojoj primena dinamičkog modela merenja rizika osiguranja, u odnosu na statički, rezultuje višim nivoom zahtevanog kapitala, koja će biti empirijski testirana na primeru srpskog tržišta osiguranja u narednom delu rada. Istovremeno, po osnovu generalnog smanjenja vrednosti tehničkih rezervi (usled njihovog diskontovanja i eliminisanja katastrofalnih i rezervi za izravnaje rizika), sa jedne, i uključivanja pojedinih vanbilansnih stavki u pomoćna sopstvena sredstva, sa druge strane, moguće je očekivati porast raspoloživog kapitala osiguravača u EU. Neto rezultat navedenih kretanja je smanjenje prosečnog racija solventnosti, kao odnosa raspoloživog i zahtevanog kapitala (sa 310% na 165%), odnosno smanjenje viška kapitala osiguravača za 25% između dva režima solventnosti⁶³² (videti tabelu 4.10). Pri tome, treba imati u vidu da konačni efekat testiranih promena regulative i metodologije utvrđivanja solventnosti na nacionalnom i nivou individualnih kompanija značajno varira, u zavisnosti od konkretnog rizičnog profila i trenutno korišćenih principa vrednovanja imovine i obaveza. Može se očekivati da pad vrednosti racija solventnosti na nivou pojedinačnih kompanija u uslovima primene koncepta Solventnost II bude utoliko veći, što je njihov osiguravajući i investicioni portfelj rizičniji, i obrnuto.

Tabela 4.10. *Raspoloživi i zahtevani kapital osiguravača u konceptima Solventnost I i Solventnost II*

Determinante ocene solventnosti osiguravača	Solventnost I	Solventnost II	
		MCR	SCR
Zahtevani kapital (margina solventnosti) (u mlrd. EUR)	227	185	547
Raspoloživi kapital (margina solventnosti) (u mlrd. EUR)	703	861	902
Višak kapitala (u mlrd. EUR)	476	676	355
Racio solventnosti (raspoloživi/ zahtevani kapital)	310%	466%	165%

Izvor: EIOPA (2011). „EIOPA report on the fifth Quantitative Impact Study (QIS5) for Solvency II“. *EIOPA-TFQIS5-11/001*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority, str. 25.

Pod posrednim uticajem koncepta Solventnost II na sektor osiguranja podrazumevaju se transmisioni mehanizmi putem kojih efekti promene kapitalnih zahteva mogu biti preliveni na druge aspekte poslovanja (re)osiguravača. Strateške implikacije novog pristupa

su vlasnici u EU, kao i postupnog integrisanja delova EU regulative u lokalne pravne okvire u okviru procesa pridruživanja.

⁶³² EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 25.

utvrđivanju margine solventnosti anticipiraju se u domenu troškova za osiguravače, strukture njihove ponude, investicionih aktivnosti, upravljanja rizicima i aktivnosti spajanja i pripajanja u osiguranju.⁶³³

Uvažavajući prikazane empirijske rezultate i naglašenu kompleksnost novog režima solventnosti, opravdano je očekivati porast ukupnih troškova za osiguravače u uslovima njegove primene. U pitanju su troškovi kapitala i administrativni troškovi prilagođavanja poslovanja izmenjenim zahtevima regulatora. Pored troškova pribavljanja kapitala u cilju zadovoljenja veće zahtevane margine solventnosti, u prvu kategoriju se svrstavaju i oportunitetni troškovi, u vidu izgubljenog prinosa od usmeravanja sredstava u različite investicione alternative. Dodatni administrativni troškovi povezani su sa obezbeđenjem potrebnih materijalnih, tehničkih i ljudskih resursa za kalkulaciju tehničkih rezervi i kapitalnih zahteva, sopstvenu procenu rizika i solventnosti (ORSA) i ispunjenje novih obaveza u pogledu izveštavanja nadzornog organa i javnosti. Obe navedene kategorije troškova objedinjuju kako trenutnu dimenziju prelaska na inovirani režim, tako i kontinuelnu dimenziju usklađivanja sa njegovim zahtevima u toku vremena. Administrativni troškovi prelaska na režim Solventnost II na nivou EU se procenjuju na 2-3 mlrd. EUR inicijalno i 0,3-0,5 mlrd. EUR godišnje.⁶³⁴ Visina ovih troškova varira u zavisnosti od karakteristika poslovanja osiguravača, kao i sprovedenog izbora među ponuđenim opcijama. Osiguravači koji se opredele za razvoj sopstvenog internog modela, nasuprot standardnom pristupu, na primer, će se suočiti sa značajnijim porastom administrativnih troškova, ali i potencijalno manjim porastom zahtevanog iznosa kapitala.

U okruženju koje promovise princip obrnute srazmere između kvaliteta upravljanja rizikom i nivoa zahtevanog kapitala, osiguravači mogu biti motivisani za modifikacije dizajna proizvoda, što implicira promene u domenu strukture i/ili cena njihove ponude. Primena koncepta Solventnost II će rezultovati prekomponovanjem ponude prvenstveno životnih osiguravača, u nastojanjima da rizik investiranja transferišu na osiguranike. Naime, porast zahtevanog kapitala na ime tržišnih rizika može dovesti do manje zastupljenosti proizvoda sa garantovanim prinomom, odnosno porasta njihovih cena ili pada garantovane stope prinosa. U izmenjenoj strukturi ponude se može očekivati veće učešće *unit-linked* i proizvoda sa varijabilnim anuitetima. Ključne promene na strani neživotnih osiguravača će

⁶³³ Jovović, M., Boričić, M. (2011). „Adekvatnost kapitala u okviru projekta Solventnost II“. *Nadzor i kontrola poslovanja osiguravajućih kompanija*, Kočović, J. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 538.

⁶³⁴ CEA (2007). *Consequences of Solvency II for Insurers' Administrative Costs*. Brussels: CEA (preuzeto 15.02.2014. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/impactassess/annex-c08b_en.pdf), str. 18.

pretrpeti one poslovne linije koje karakteriše visok intenzitet i niska frekvencija šteta, poput osiguranja od rizika prirodnih katastrofa i profesionalne odgovornosti. Kako bi smanjili ekonomske posledice rizika koje zadržavaju za sebe, osiguravači se mogu opredeliti za ograničavanje obezbeđenog pokrića i/ili povećanje cena datih proizvoda. Obrnuto, pritisak konkurencije može dovesti do snižavanja cena proizvoda sa niskim intenzitetom i visokom frekvencijom šteta. Stepenn modifikacije proizvoda uslovljen je ne samo vrstom osiguranja, već i nivoom razvijenosti tržišta i njegovim karakteristikama. Potrebe za redizajnom ponude će biti utoliko veće što je veće učešće životnog u ukupnom portfelju osiguranja i što je širi postojeći spektar ponude proizvoda.⁶³⁵

Promene na strani pasive će, svakako, biti praćene odgovarajućim promenama na strani aktive bilansa stanja evropskih osiguravača. Težnja za maksimizacijom efikasnosti upotrebe kapitala će dovesti do zaokreta ka konzervativnijoj investicionoj politici, i samim tim, do promene učešća pojedinih tipova finansijskih instrumenata u investicionom portfelju osiguravača. Relativna atraktivnost obveznica sa kraćim rokovima dospeća i većim kreditnim rejtingom će porasti,⁶³⁶ dok će interesovanje za akcijama i drugim instrumentima sa varijabilnim prinosima zabeležiti pad.⁶³⁷ Rezultati studije koju su sproveli *Arias et al.* (2012) pokazuju da je, za isti rok dospeća, zahtevani kapital po osnovu rizika ulaganja u obveznice rejtinga BB oko 2,5 puta veći u poređenju sa obveznicama rejtinga AAA. Takođe, pri istom kreditnom rejtingu, svaka dodatna godina ročnosti obveznica povećava odnosi SCR za 233,5 bazičnih poena.⁶³⁸ Time se u relativno nepovoljan položaj stavljaju kompanije, ali i države koje emituju obveznice nižeg rejtinga, kao i životni osiguravači čije dugoročne obaveze zahtevaju dugoročna ulaganja⁶³⁹ i atraktivne prinose za investitore. Zahvaljujući mogućnosti smanjenja solventnosnog kapitalnog zahteva na ime tržišnih rizika putem hedžinga,⁶⁴⁰ očekuje se porast značaj finansijskih derivata za osiguravače u budućnosti. Usled važne uloge osiguravača kao institucionalnih investitora, alokacija

⁶³⁵ DG ECFIN (2007). „Impact Assessment: Possible macroeconomic and financial effects of Solvency II“. *DG ECFIN/C4(2007)REP 53199*. Brussels: Directorate General for Economic and Financial Affairs, str. 24.

⁶³⁶ Solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika kreditnog spreda, na primer, je direktno proporcionalan duraciji posedovanih obveznica, i obrnuto proporcionalan njihovom rejtingu. Šire videti u: EIOPA (2014), *op. cit.*, str. 156-159.

⁶³⁷ CGFS (2011). „Fixed income strategies of insurance companies and pension funds“. *CGFS Papers*, No. 44, Basel: Bank for International Settlements, Committee on the Global Financial System, str. 31-35.

⁶³⁸ Arias, L., Foulquier, P., Le Maistre, A. (2012). „The Impact of Solvency II on Bond Management“. *EDHEC Financial Analysis and Accounting Research Center Publication*. Lille: EDHEC Business School, str. 30-34.

⁶³⁹ Urošević, B. (2014). „Measuring and managing market risk within the Solvency II framework“. *Risk measurement and control in insurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Rajić, V. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 13, str. 247.

⁶⁴⁰ Šire videti u: EU Commission (2010b), *op. cit.*, str. 269.

raspoloživih sredstava koju oni vrše će imati značajne reperkusije na ponašanje ostalih učesnika na finansijskom tržištu, dinamiku ponude i tražnje i oblik krive prinosa pojedinih tipova finansijskih instrumenata. Njihov domet je uslovljen postojećom regulativom investicionih aktivnosti osiguravača, kao i stepenom razvijenosti i integrisanosti finansijskih tržišta.⁶⁴¹

Uprkos očekivanom povećanju zahtevanog iznosa kapitala, reosiguravači će imati koristi od primene koncepta Solventnost II. Porast tražnje za njihovim uslugama će biti indukovano intenziviranom upotrebom reosiguranja, kao jedne od metoda upravljanja rizicima, prvenstveno od strane manjih osiguravača i društava za uzajamno osiguranje sa otežanim pristupom kapitalu. Zahvaljujući raspoloživim resursima i podacima, globalni reosiguravači imaju relativno veće mogućnosti za diverzifikaciju rizika, razvoj i implementaciju naprednih internih modela. Takođe, reosiguravajuće kompanije sa visokim rejtingom uživaju prednosti kao cedenti pri oceni izloženosti kreditnom riziku od strane cesionara. Konačno, kapacitet tržišta hartija od vrednosti povezanih sa rizicima osiguranja da odgovori na povećanu tražnju za kapitalom je, na kratak rok posmatrano, ograničen, što takođe može ići u prilog reosiguravačima.

Ukoliko zahtevi za kapitalom u okviru koncepta Solventnost II budu veći u poređenju sa lokalnim režimima drugih tržišta na kojima učestvuju evropski osiguravači, njihova konkurentnost na tim tržištima može biti ugrožena. Tržišni pritisci i potreba za korišćenjem efekata diverzifikacije rizika će pospešiti aktivnosti merdžera i akvizicija u osiguranju. Inicijatori ovakvih aktivnosti mogu biti prvenstveno manji osiguravači, kao i osiguravači koji se bave isključivo poslovima životnih ili neživotnih osiguranja, čiji je očekivani efekat diverzifikacije rizika za približno jednu trećinu manji u poređenju sa kompozitnim osiguravačima.⁶⁴² Paralelno, evropske banke mogu intenzivirati prodaju svojih poslovnih jedinica koje se bave poslovima osiguranja, pod dejstvom zahteva Bazela III i programa državne pomoći u kriznim uslovima, i time propratno uticati na proces konsolidacije na tržištu osiguranja.⁶⁴³

Razmotreni uzroci i očekivane posledice uvođenja novog regulatornog okvira za (re)osiguravače na nivou zemalja EU upućuju na zaključak o mogućem napretku u domenu upravljanja rizicima i kapitalom u sektoru osiguranja. Ipak, postoji veći broj područja u

⁶⁴¹ DG ECFIN, *op. cit.*, str. 22.

⁶⁴² Hanif, F., Hocking, J., Jaekel, A., Ziewer, L. (2010). *Solvency II: Quantitative & Strategic Impact - The Tide is Going Out*. London: Morgan Stanley, Oliver Wyman, str. 18.

⁶⁴³ Jovović, Boričić, *op. cit.*, str. 542.

kojima još uvek nije moguće predvideti pravac uticaja uvođenja novog režima solventnosti. U prvom redu, u pitanju je interakcija koncepta Solventnosti II i međunarodnih standarda finansijskog izveštavanja, ekvivalentnost sa režimom kome podležu filijale i ekspoziture u zemljama izvan EU, usklađivanje metodološkog pristupa rejting agencija, predstojeći tretman obaveznog penzijskog osiguranja,⁶⁴⁴ promene u domenu oporezivanja osiguravača, pojednostavljenje koncepta rizične margine, stopa diskontovanja budućih obaveza osiguravača i slično. Iako se potencijalni doprinos nove direktive zaštiti osiguranika i stabilnosti finansijskog sistema već sada može smatrati pozitivnim, prostor za dalja poboljšanja standarda solventnosti evropskih osiguravača je, još uvek, veoma širok.

4.2. RAZVOJ PARCIJALNOG DINAMIČKOG MODELA MERENJA RIZIKA OSIGURANJA

Podržavajući harmonizovani pristup merenju rizika unutar jedinstvenog tržišta osiguranja EU, standardni modeli su namenjeni prosečnoj kompaniji i, kao takvi, obiluju različitim aproksimacijama. Kako bi bili uniformno primenjivani, dati pristupi su relativno jednostavni i konzervativni. Posledično, oni mogu biti istovremeno i nepouzdana ili neefikasni, ako rezultuju isuviše niskim, odnosno isuviše visokim kapitalnim zahtevima u odnosu na realne rizike pojedinačne osiguravajuće kompanije.

Pored prethodno obrazloženog standardnog pristupa, koncept Solventnost II ostavlja mogućnost primene alternativnog, interno razvijenog modela, u svrhe izračunavanja solventnosnog kapitalnog zahteva za pokriće svih, ili pojedinih tipova rizika, uz prethodnu proveru i odobrenje od strane organa nadzora.⁶⁴⁵ Interni model se definiše kao sistem upravljanja rizicima u cilju analize celokupne rizične situacije osiguravajuće kompanije, kvantifikacije rizika i/ili determinisanja zahtevanog kapitala na bazi specifičnog rizičnog profila kompanije.⁶⁴⁶ U zavisnosti od toga da li pokrivaju sve, ili samo pojedine rizike, interni modeli mogu biti potpuni (agregatni)⁶⁴⁷ ili parcijalni.⁶⁴⁸ Oni mogu biti rezultat modifikacija standardnog pristupa, ili sasvim inovativni pristupi, koji su u potpunosti

⁶⁴⁴ Steffen, *op. cit.*, str. 64.

⁶⁴⁵ Nadzorni organ može čak i zahtevati upotrebu internog modela, ukoliko postoji značajno odstupanje između rizičnih karakteristika konkretnog osiguravača i pretpostavki standardnog pristupa. Videti u: EC (2009), *op. cit.*, čl. 119.

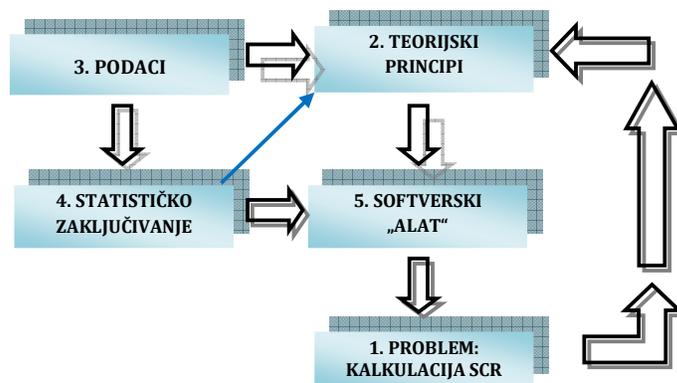
⁶⁴⁶ CEA, Groupe Consultatif (2007). *Solvency II Glossary*. Brussels: CEA (preuzeto 10.11.2012. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/impactassess/annex-c08d_en.pdf), str. 35.

⁶⁴⁷ EU Commission (2002), *op. cit.*, str. 3.

⁶⁴⁸ Bilo koji model merenja rizika u svrhe utvrđivanja solventnosti osiguravača koji ne pokriva sve rizike u konceptu Solventnost II se tretira kao parcijalni model. Šire videti: EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 115.

prilagođeni specifičnim karakteristikama date kompanije. Najznačajnije razlike internog u odnosu na standardni model ogledaju se u većem stepenu korišćenja stohastičkih tehnika za kvantifikaciju rizika, kao i podataka same kompanije za ocenu vrednosti odgovarajućih parametara. Kao rezultat primene internih modela, dobija se tzv. ekonomski zahtevani kapital koji, za razliku od regulatornog kapitalnog zahteva, treba da obezbedi ne samo minimiziranje gubitaka za osiguranike, već i nastavak normalnog funkcionisanja kompanije u slučaju nastupanja finansijskih teškoća.⁶⁴⁹

Da bi solventnosni kapitalni zahtev, koji je rezultat upotrebe internog modela, bio prihvatljiv, potrebno je obezbediti obimnu i pouzdanu bazu podataka, odgovarajuću metodologiju i njenu korektnu primenu, uz uvažavanje relevantnih teorijskih principa (videti grafikon 4.3). Otuda se iterativni proces razvoja modela za merenje rizika označava „podjednako umetnošću, tehnikom i naukom“.⁶⁵⁰ Od internog modela se očekuje da zadovolji odgovarajuće kriterijume u pogledu statističkog kvaliteta, usklađenosti sa bazičnim principima koncepta Solventnost II i stvarne integrisanosti modela u sistem upravljanja rizicima osiguravajuće kompanije. Podjednako je važna periodična validacija modela, kao sastavni element procesa interne revizije kompanije.



Grafikon 4.3. Proces razvoja dinamičkog modela za merenje rizika

Izvor: Ronkainen, V., Koskinen, L., Berglund, R. (2007). „Topical modelling issues in Solvency II“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007(2), str. 143.

Osiguravajuće kompanije će biti motivisane za izbor internih modela u svrhe merenja rizika i evaluacije solventnosti ukoliko veći troškovi njihove primene mogu biti nadomešteni relativno nižim kapitalnim zahtevom u odnosu na standardni pristup. Za interne modele su prvenstveno zainteresovane velike kompanije sa visokim mogućnostima

⁶⁴⁹ EU Commission, KPMG, *op. cit.*, str. 219.

⁶⁵⁰ Ronkainen, V., Koskinen, L., Berglund, R. (2007). „Topical modelling issues in Solvency II“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007(2), str. 142.

diverzifikacije i ublažavanja rizika putem drugih metoda upravljanja njima, čije efekte standardni pristup ne može u potpunosti prepoznati. Istovremeno, takve kompanije raspolažu dovoljnim finansijskim, tehničkim i stručnim kapacitetima za razvoj i implementaciju tih modela. Sa druge strane, otvara se pitanje usložnjavanja kontrole nad primenom internih modela, provere njihovih performansi i sprečavanja njihovih zloupotreba od strane osiguravača.

Usvajanje na principima zasnovanih internih modela doprinosi smanjenju izloženosti sektora osiguranja sistematskom riziku, koji proizilazi iz jedinstvenog standardnog pristupa.⁶⁵¹ Ipak, njihova upotrebljivost u svrhe evaluacije solventnosti je limitirana adekvatnošću standardnog pristupa, kao svojevrsnog *benchmark*-a sa aspekta organa nadzora. Ako standardni model nije u dovoljnoj meri „osetljiv“ na rizike, rezultati dva modela će biti bitno različiti i provera validnosti internog modela, samim tim, otežana.⁶⁵² Međutim, nezavisno od propisanog kapitalnog zahteva u svrhe obezbeđenja solventnosti, interni model svakako može biti korišćen za određivanje optimalnog nivoa kapitala osiguravača, kao podrške upravljanju njegovim poslovanjem.⁶⁵³ Uspostavljajući direktnu vezu između zahtevanog prinosa i nivoa rizika po pojedinim segmentima poslovanja, interni model takođe može doprineti i efikasnijoj alokaciji raspoloživog kapitala.⁶⁵⁴ Posebna uloga parcijalnih internih modela se ogleda u olakšavanju tranzicije od standardnog ka potpunom internom modelu, boljem razumevanju rizika i podsticanju inovacija i specijalizacije u pojedinim segmentima poslovanja osiguravača.⁶⁵⁵

4.2.1. Pregled literature

U savremenoj literaturi iz oblasti aktuarstva prisutni su pojedinačni pokušaji izgradnje dinamičkih modela merenja rizika u svrhe utvrđivanja solventnosti osiguravača. Sveobuhvatan model koji je razvio *Sandström* (2006) podrazumeva kombinovanu primenu podataka osiguravača i parametara čije su vrednosti unapred definisane za celokupno evropsko tržište osiguranja. Solventnosni kapitalni zahtev se određuje na osnovu četiri kategorije rizika (rizici osiguranja, tržišni, kreditni i operativni rizici), pod pretpostavkom njihove potpune korelisanosti. Unutar rizika osiguranja, model razlikuje čiste rizike

⁶⁵¹ Eling *et al.*, *op. cit.*, str. 80.

⁶⁵² AISAM, ACME, *op. cit.*, str. 8.

⁶⁵³ Atchinson, *op. cit.*, str. 63.

⁶⁵⁴ EU Commission (2002), *op. cit.*, str. 4.

⁶⁵⁵ Ronkainen *et al.*, *op. cit.*, str. 139.

osiguranja,⁶⁵⁶ biometrijske rizike, rizik izvršenja opcija iz ugovora o osiguranju i rizik troškova, koji se mere po pojedinim linijama poslovanja, uvažavajući njihovu međusobnu korelisanost. Simulirana primena modela na primeru hipotetičkog kompozitnog osiguravajućeg društva rezultovala je višestruko većim kapitalnim zahtevom u odnosu na koncept Solventnost I. Ipak, svrsishodnost takvog poređenja je diskutabilna, s obzirom da model fiksnog koeficijenta uvažava isključivo rizike osiguranja (i to delimično), i kao takav daje očekivano niži rezultat, koji je, stoga, logičnije porediti sa rezultatom parcijalnog dinamičkog modela za merenje iste kategorije rizika. Slično, *Doff* (2006) je predložio interni model merenja rizika osiguranja, tržišnih i kreditnog rizika u svrhe evaluacije solventnosti osiguravača. Zahtevani kapital za pokriće rizika osiguranja determinisan je ekstremnim kvantilom raspodele agregatnog iznosa šteta (u slučaju rizika premije), odnosno gornjom granicom izabranog nivoa poverenja raspodele rezervisanih šteta, određenom primenom *Mack*-ove metode rezervisanja (u slučaju rizika rezervi). Još jednom je, nelogičnim poređenjem sprovedenim na primeru konkretnog holandskog osiguravača, dokazan relativno veći iznos zahtevanog kapitala po osnovu široko definisanog internog modela, u odnosu na model fiksnog koeficijenta prema konceptu Solventnost I.

Savelli i *Clemente* (2008) su definisali parcijalni interni model simulacija u svrhe izračunavanja zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije osiguranja. U duhu klasične teorije rizika, raspodela agregatnog iznosa šteta se simulira na osnovu zasebno ocenjenih raspodela frekvencije i intenziteta šteta. Pri tome, model dopušta varijacije broja šteta (pod uticajem realnog rasta i kratkoročnih fluktuacija), kao i iznosa premija i šteta (pod uticajem inflacije). Na primeru hipotetičkih neživotnih osiguravača, čija je struktura portfelja reprezentativna za italijansko tržište osiguranja, pokazano je da interni model rezultuje nižim solventnosnim kapitalnim zahtevom od standardnog pristupa koncepta Solventnost II (prema metodologiji studije QIS3) za veće osiguravače, odnosno višim zahtevom za manje osiguravače. Važna novina koju dati model uvodi je merenje međusobne zavisnosti rizika između linija poslovanja na bazi funkcija kopula. Istovremeno, model je nepotpun sa aspekta merenja rizika neživotnih osiguranja, jer ne uvažava rizik nedovoljnosti rezervi za štete, koji je njihov neizbežan element.

⁶⁵⁶ U okviru čistih rizika osiguranja, pored rizika premije i rezervi za štete, model uključuje i rizike *unit-linked* proizvoda životnih osiguranja. Zahtevani kapital za pokriće navedenih rizika se određuje na bazi podataka osiguravača o očekivanim rešenim štetama, rezervisanim štetama i maksimalnom samoprdržaju po pojedinim linijama poslovanja, dok su volatilnosti i međusobne kovarijanse odnosnih racija šteta unapred definisane i jedinstvene za sve kompanije. Šire videti u Sandström (2006), *op. cit.*, str. 243-269. i 302-309.

Interni model koji su razvili *Dos Reis et al.* (2009) obuhvata, pored rizika osiguranja, tržišne, kreditni i operativne rizike. Rizik premije se meri na osnovu linearnog regresionog modela za racio šteta svih osiguravača u jednoj liniji poslovanja, za koji se pretpostavlja da sledi log-normalnu raspodelu. Zahtevani kapital za pokriće rizika rezervi, sa druge strane, se određuje na bazi raspodele rezervi za štete, koja se generiše primenom *bootstrapping* tehnike na rezidualne dobijene na osnovu *chain ladder* metode rezervisanja. Na bazi studije slučaja kompanije koja se bavi osiguranjem motornih vozila u Portugaliji, utvrđeno je da su iznosi ukupnog zahtevanog kapitala na bazi predloženog internog modela i standardnog pristupa Solventnosti II (po metodologiji studije QIS3) približno ujednačeni. Međutim, dati model ne uvažava efekte diverzifikacije rizika između linija poslovanja, jer su njegove koncepcija i primena demonstrirane samo za jednu od njih. Sa druge strane, *Slim i Mansouri* (2011) su kreirali parcijalni interni model koji je ograničen samo na rizik rezervi, u cilju utvrđivanja solventnosti neživotnih osiguravača. Kao mere datog rizika, autori koriste koeficijent varijacije ocene rezervisanih šteta i vrednost pod rizikom njene raspodele (koja je izvedena primenom *bootstrapping* tehnike u odnosu na parametarsku stohastičku metodu rezervisanja u kojoj inkrementalni iznosi šteta slede *Poisson*-ovu, odnosno, gama raspodelu). Primenom datog modela na primeru konkretnog neživotnog osiguravača u Tunisu dobijen je relativno veći iznos SCR u poređenju sa standardnim pristupom koncepta Solventnost II. Autori pokazuju da je odstupanje rezultata između dva pristupa utoliko veće kada se međusobna zavisnost između linija poslovanja modelira pomoću funkcija kopula, umesto koeficijentata linearne korelacije. Ipak, treba imati u vidu da koeficijenti korelacije, koji su korišćeni u ovom istraživanju, nisu ocenjeni na bazi realnih podataka posmatranog tržišta, već su direktno preuzete njihove propisane vrednosti prema standardnom pristupu koncepta Solventnost II.

U fokusu internog modela koji su formulisali *Bermudez et al.* (2011) je objedinjeno merenje rizika nedovoljnosti premija i rezervi za štete, u cilju određivanja solventnosnog kapitalnog zahteva za njihovo pokriće. Na bazi modela linearnog trenda, autori ekstrapoliraju vrednost tehničkog rezultata u samopridržaju po linijama poslovanja u narednoj godini, koristeći istorijske podatke za celokupno tržište neživotnih osiguranja. Dobijeni rezultati se agregiraju primenom *Monte Carlo* simulacija, uz opisivanje međusobne zavisnosti između linija poslovanja funkcijama kopula. Solventnosni kapitalni zahtev je determinisan očekivanom vrednošću i ekstremnim kvantom izvedene raspodele verovatnoća ukupnog tehničkog rezultata. Na primeru španskog tržišta neživotnih

osiguranja, utvrđeno je da standardni pristup koncepta Solventnost II, u poređenju sa predloženim internim modelom, precenjuje zahtevani kapital za pokriće dva rizika. Ipak, zbog nedostataka koji su imanentni ovom modelu, takav zaključak treba prihvatiti sa oprežnošću. Naime, model se zasniva na vrednostima pozicija zvaničnih finansijskih izveštaja osiguravača, koje ne pružaju potpuni uvid u stvarno ponašanje šteta. Takođe, za razliku od svojih prethodnika, autori modeliraju rizik rezervi u jednogodišnjem vremenskom horizontu, što je pogodno sa aspekta poređenja sa standardnim pristupom koncepta Solventnost II, ali ne nužno opravdano sa aspekta pouzdanosti rezultata, naročito u slučaju linija poslovanja sa dugim repom.

Uvažavajući nesumnjive doprinose navedenih autora, ali i ograničenja internih modela koje su oni kreirali, u nastavku rada će biti obrazložen predlog alternativnog dinamičkog pristupa za merenje rizika premije i rezervi u svrhe evaluacije solventnosti neživotnih osiguravača.

4.2.2. Definisane konceptualnog okvira

Jedan od najvažnijih zadataka procesa upravljanja rizicima finansijske institucije, u opštem smislu, je određivanje iznosa sredstava koji je potreban za pokriće posledica realizacije rizika.⁶⁵⁷ Gubici koji su imanentni prirodnom toku poslovanja, kao „očekivani“, mogu biti fundirani iz odgovarajućih rezervi koje ta institucija poseduje. Višak stvarnih u odnosu na očekivane gubitke predstavlja „neočekivane“ gubitke, koji direktno ugrožavaju sigurnost institucije, i zahtevaju dodatni iznos kapitala za njihovo pokriće. Prema smernicama Bazelskog komiteta, zahtevani kapital na ime kreditnog i operativnog rizika bankarskih institucija može biti određen u vidu razlike ukupne izloženosti rizicima, pri izabranom nivou poverenja, i očekivanih gubitaka po osnovu njihove realizacije.⁶⁵⁸ Ekvivalentan pristup može biti primenjen i pri merenju solventnosti osiguravača, tj. utvrđivanju potrebnog iznosa kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja.

Kao što je poznato, svrha premija i tehničkih rezervi u osiguranju je pokriće očekivanih gubitaka, dok se nepovoljna odstupanja stvarnih u odnosu na očekivane gubitke fundiraju iz raspoloživog kapitala (margine solventnosti) osiguravača. Stoga, solventnosni kapitalni zahtev za pokriće rizika dovoljnosti premije osiguranja odgovara „iznadočekivanom“

⁶⁵⁷ Navarrete, E. (2006). „Practical Calculation of Expected and Unexpected Losses in Operational Risk by Simulation Methods“. *Banca & Finanzas: Documentos de Trabajo*, 1(1), str. 1.

⁶⁵⁸ BIS, *op. cit.*, str. 52. i 151.

ukupnom iznosu šteta u datoj liniji poslovanja u jednoj poslovnoj godini. Drugim rečima, prema prethodno obrazloženom aktuarskom principu standardne devijacije, odnosni kapitalni zahtev se izjednačava sa razlikom između vrednosti pod rizikom (ili uslovne vrednosti pod rizikom) za raspodelu agregatnog iznosa šteta, pri dovoljno visokom nivou poverenja, i očekivane vrednosti za datu raspodelu (u skladu sa obrascima 1.23, odnosno 1.32). Slično, pri modeliranju rizika adekvatnosti rezervi za štete, primenom izabrane metode rezervisanja se ocenjuje očekivana vrednost rezervi za štete.⁶⁵⁹ Ekonomski kapital za pokriće rizika adekvatnosti rezervi može biti određen u vidu razlike ekstremnog kvantila i očekivane vrednosti raspodele rezervisanih šteta (videti grafikon 4.4). U svrhe formalnog iskazivanja takvog kapitalnog zahteva, uvode se dve alternativne mere rizika: višak vrednosti pod rizikom (engl. *Excess Value at Risk* - $XVaR$), koji se, na nivou poverenja $p \in (0,1)$, za proizvoljnu slučajnu promenljivu X , definiše na način:

$$XVaR_p(X) = VaR_p(X) - E(X), \quad (4.46)$$

odnosno višak repne vrednosti pod rizikom (engl. *Excess Tail Value at Risk* - $XTVaR$), u sledećem obliku:

$$XTVaR_p(X) = TVaR_p(X) - E(X), \quad (4.47)$$

gde su:

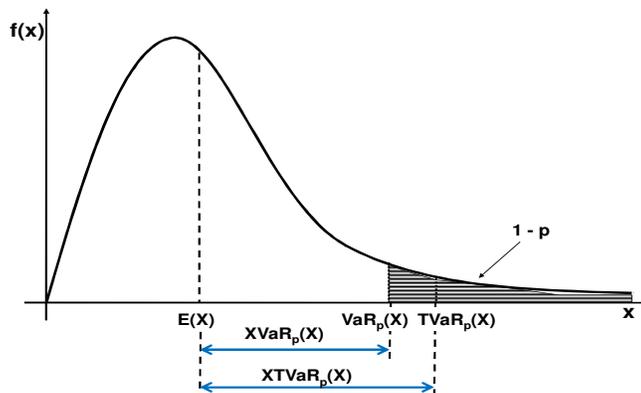
$XVaR_p(X)$	-	višak vrednosti pod rizikom slučajne promenljive X pri nivou poverenja p ,
$XTVaR_p(X)$	-	višak repne vrednosti pod rizikom slučajne promenljive X pri nivou poverenja p ,
$E(X)$	-	očekivana vrednost slučajne promenljive X ,
$VaR_p(X), TVaR_p(X)$	-	vrednost pod rizikom, odnosno uslovna vrednost pod rizikom promenljive X pri nivou poverenja p .

Sam po sebi, obrazloženi konceptualni okvir ne predstavlja novinu u aktuarskoj nauci, iako se slučajevi njegove implementacije u kontekstu evaluacije solventnosti osiguravača javljaju tek u novije vreme. Njegovo teorijsko uporište se nalazi u poimanju rizika kao odstupanja između realizovanih i očekivanih ishoda posmatrane rizične varijable. Rezultujući iznos kapitala determinisan je, najpre, izabranim nivoom poverenja. Iz razloga konzistentnosti sa standardnim pristupom koncepta Solventnost II, ekonomski zahtevani

⁶⁵⁹ Mak (1997), *op. cit.*, str. 202.

⁶⁶⁰ Sandström (2011), *op. cit.*, str. 210.

kapital u okviru parcijalnog dinamičkog modela može biti određen na nivou kojim se obezbeđuje zaštita od rizika premije i rezervi za štete sa relativno visokom verovatnoćom od 99,5%.



Grafikon 4.4. Kapitalni zahtev kao odstupanje stvarne od očekivane vrednosti rizične varijable

Izvor: Navarrete, E. (2006). „Practical Calculation of Expected and Unexpected Losses in Operational Risk by Simulation Methods“. *Banca & Finanzas: Documentos de Trabajo*, 1(1), str. 3.

Zajednička implicitna pretpostavka internih modela koji su prethodno definisani u istom konceptualnom okviru⁶⁶¹ je dovoljnost premija i rezervi za pokriće očekivanih gubitaka. Ukoliko takva pretpostavka nije ispunjena u praksi, dobijeni iznos zahtevanog kapitala nije pouzdan, čime se potencijalno dovodi u pitanje solventnost osiguravača i, samim tim, i svrsishodnost takvih modela. Drugim rečima, pri istom nivou poverenja, stvarno potreban iznos kapitala može biti veći (ili manji) od izračunatog, ako je iznos tehničke premije, odnosno formiranih rezervi za štete, manji (ili veći) od očekivane vrednosti odgovarajuće raspodele šteta. Stoga se važan doprinos parcijalnog dinamičkog modela koji se predlaže u radu, između ostalog, ogleda u upotpunjavanju datog konceptualnog okvira neizbežnim kritičkim elementom, koji podrazumeva da provera realne dovoljnosti premija i rezervi prethodi izračunavanju solventnosnog kapitalnog zahteva. U date svrhe mogu biti korišćeni aktuarski postulati koji su razmotreni u prethodnom delu rada, a koji se odnose na principe formiranja premije, metode rezervisanja i testove adekvatnosti prenosne premije, odnosno rezervi za štete, što će biti ilustrovano u okviru odgovarajuće studije slučaja. Praktična primena obrazloženog konceptualnog okvira iziskuje prethodno definisanje metodoloških osnova izvođenja raspodele ukupnog iznosa šteta, odnosno rezervi za štete, koje sledi u nastavku rada.

⁶⁶¹ Videti, na primer, u: Doff (2006), *op. cit.*, str. 162. i Bermudez, L., Ferri, A., Guillen, M. (2011). „A correlation sensitivity analysis of non-life underwriting risk in solvency capital requirement estimation“. *Working Paper* No. 2011/13, Barcelona: Institut de Recerca en Economia Aplicada Regional i Pública, str. 10.

4.2.3. Modeliranje rizika dovoljnosti premije osiguranja

Kao što je obrazloženo u prethodnom delu rada, na osnovu zasebno modeliranih broja šteta N i iznosa individualnih šteta $X_i, i=1,2,\dots$, izvodi se raspodela agregatnog iznosa svih šteta S na nivou osiguravajućeg portfelja:

$$S = \sum_{i=1}^N X_i$$

u toku posmatranog vremenskog perioda. U kontekstu modela kolektivnog rizika, iznosi šteta su jednako raspodeljene, međusobno nezavisne slučajne promenljive, koje su takođe nezavisne od broja šteta. Usled visoke računске zahtevnosti operacije konvolucije, vrednosti funkcije raspodele agregatnog iznosa šteta:

$$F_S(x) = P(S \leq x)$$

u konkretnim primenama mogu biti aproksimirane na osnovu tzv. normalne ili translirane gama aproksimacije, ili egzaktno izračunate pomoću numeričkih metoda, poput rekurzivne i metode simulacija.⁶⁶² Metodom normalne aproksimacije se funkcija raspodele promenljive S , za koju su poznate veličine $E(S)$ i $Var(S)$, zamenjuje normalnom raspodelom sa istom srednjom vrednošću i varijansom. Tada slučajna promenljiva:

$$Z = \frac{S - E(S)}{\sqrt{Var(S)}} \tag{4.48}$$

ima standardnu normalnu raspodelu, čije tablice mogu biti korišćene pri određivanju vrednosti x za izabranu vrednost funkcije raspodele $F_S(x)$. Iako broj nezavisnih i jednako raspodeljenih slučajnih promenljivih, čijim se sumiranjem dobija veličina S , takođe predstavlja slučajnu promenljivu, primena centralne granične teoreme je opravdana ukoliko je očekivani broj šteta veliki.⁶⁶³ Ipak, treba imati u vidu da, za agregatni iznos šteta, važi: $P(S < 0) = 0$ i da je većina raspodela koje se koriste u neživotnom osiguranju asimetrična udesno, dok je normalna raspodela simetrična i sa domenom definisanosti $(-\infty, +\infty)$.⁶⁶⁴

⁶⁶² U pojedinim, specijalnim slučajevima, složena raspodela može biti izvedena analitičkim putem. Šire videti u: Tse, *op. cit.*, str. 97-98.

⁶⁶³ Dickson, *op. cit.*, str. 84.

⁶⁶⁴ Pod uslovom da asimetričnost raspodele promenljive S nije velika, tačnost normalne aproksimacije može biti povećana prethodnom transformacijom te varijable u pomoćnu varijablu, čija je raspodela približno normalna. U praksi se obično postavlja zahtev da vrednost koeficijenta asimetrije transformisane raspodele bude bliska nuli. Kao specijalan slučaj javlja se *Normal Power* (NP) aproksimacija, u okviru koje se

Takođe, uočeno je da normalna aproksimacija potcenjuje desni rep stvarne raspodele promenljive S , koji upravo ima poseban značaj pri evaluaciji solventnosti osiguravača.⁶⁶⁵

Navedeni nedostaci se prevazilaze transliranom gama aproksimacijom, koja uzima u obzir prva tri momenta raspodele agregatnog iznosa šteta. Stvarna raspodela promenljive S se aproksimira raspodelom promenljive $Y+k$, gde je $Y \sim \mathcal{G}am(\alpha, \beta)$ i k je konstanta. Vrednosti parametara α , β i k se određuju izjednačavanjem očekivane vrednosti, varijanse i koeficijenta asimetrije dve raspodele. Kako su navedene veličine, u slučaju promenljive Y , koja sledi gama raspodelu, po definiciji, jednake:

$$E(Y) = \frac{\alpha}{\beta}, \text{Var}(Y) = \frac{\alpha}{\beta^2} \text{ i } \gamma_1(Y) = \frac{2}{\sqrt{\alpha}}, \quad (4.49)$$

njihove vrednosti za aproksimiranu raspodelu mogu biti utvrđene na osnovu sledećih jednakosti:

$$E(S) = \frac{\alpha}{\beta} + k, \text{Var}(S) = \frac{\alpha}{\beta^2} \text{ i } \gamma_1(S) = \frac{2}{\sqrt{\alpha}}, \quad (4.50)$$

respektivno.⁶⁶⁶ Polazeći od relacije:

$$P(S \leq x) \approx P(Y \leq x - k), \quad (4.51)$$

određuje se vrednost x na izabranom nivou poverenja, kao inverzna funkcija gama raspodele. Pri tome, moguće je da, u slučaju dobijene negativne vrednosti parametra k , metoda translirane gama aproksimacije rezultuje verovatnoćom $P(S < 0)$ koja je veća od nule, iako bi, po prirodi promenljive S , ona morala biti jednaka nuli, zbog čega je potrebna oprezna analiza ishoda njene primene. Opšti nedostatak obrazloženih metoda je nemogućnost provere kvaliteta aproksimacije.⁶⁶⁷ Dobijeni rezultati mogu biti bitno različiti u zavisnosti od izabranog tipa raspodele kojom se aproksimira agregatni iznos šteta.⁶⁶⁸ Time

standardizovana promenljiva $Z = \frac{S - E(S)}{\sqrt{\text{Var}(S)}}$ prikazuje kao polinom drugog stepena: $Z \approx Y + \frac{\gamma_1(S)}{6}(Y^2 - 1)$,

gde je $Y \sim \mathcal{N}(0,1)$ i $\gamma_1(S)$ je koeficijent asimetrije promenljive S .

⁶⁶⁵ Mikosh, *op. cit.*, str. 131.

⁶⁶⁶ Navedene relacije koriste osobine matematičkog očekivanja i varijanse, shodno kojima za slučajnu promenljivu Y i konstantu k važi: $E(Y+k) = E(Y) + k$ i $\text{Var}(Y+k) = \text{Var}(Y)$ i činjenicu da se transliranjem bilo koje varijable za k jedinica ne menja koeficijent asimetrije njene raspodele.

⁶⁶⁷ Panjer, H.H., Willmot, G.E. (1986). „Computational aspects of recursive evaluation of compound distributions“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 5, str. 113.

⁶⁶⁸ Klugman *et al.*, *op. cit.*, str. 160.

se umanjuje upotrebna vrednost metoda aproksimacije u kontekstu merenja rizika premije i utvrđivanja solventnosti osiguravača.

Rekurzivna metoda može biti primenjena ukoliko su iznosi pojedinačnih šteta predstavljeni pozitivnim celim brojevima, dok za opisivanje broja šteta mogu biti korišćene *Poisson*-ova, binomna ili negativna binomna raspodela. Preciznije, broj šteta N u okviru ove metode može biti modeliran samo onim teorijskim raspodelama koje ispunjavaju uslov:

$$\frac{P(N = n)}{P(N = n - 1)} = a + \frac{b}{n} \quad (4.52)$$

za $n = 1, 2, \dots$ i konstante $a, b \in \mathbb{R}$. Familija diskretnih raspodela, čiji zakon raspodele zadovoljava prikazani rekurzivni obrazac, označava se $(a, b, 0)$ klasom raspodela. Ukoliko je raspodela iznosa pojedinačnih šteta diskretna, sa zakonom raspodele:

$$p(x) = P(X = x), \quad (4.53)$$

raspodela agregatnog iznosa šteta je takođe diskretna, i njen zakon raspodele:

$$g_S(x) = P(S = x), \quad x = 1, 2, \dots \quad (4.54)$$

se, u okviru tzv. *Panjer*-ove (1981) rekurzivne formule, iskazuje u funkciji prethodnih veličina $g_S(0), g_S(1), \dots, g_S(x-1)$:

$$g_S(x) = \sum_{i=1}^x \left(a + \frac{bi}{x} \right) p(i) g_S(x-i), \quad x = 1, 2, \dots \quad (4.55)$$

uz uslov: $g_S(0) = P(N = 0)$.⁶⁹ Tako je, na primer, moguće dokazati da, u slučaju *Poisson*-ove raspodele broja šteta, tj. za $N \sim \mathcal{Poi}(\lambda)$, važi: $a = 0$ i $b = \lambda$,⁷⁰ na osnovu čega rekurzivna formula za složenu *Poisson*-ovu raspodelu ima oblik: $g_S(x) = \frac{\lambda}{x} \sum_{i=1}^x i p(i) g_S(x-1)$, pri čemu je $g_S(0) = e^{-\lambda}$.

Primena rekurzivne metode u praksi iziskuje prethodnu transformaciju neprekidne raspodele promenljive iznosa šteta F_X u odgovarajuću diskretnu raspodelu. Jedan od mogućih postupaka diskretizacije podrazumeva određivanje raspodele slučajne promenljive X^d , kao aproksimacije promenljive X , na osnovu proizvoljnog, dovoljno malog „koraka“ $h > 0$ i niza jednakosti:

⁶⁹ Dokaz videti u: Panjer, H.H. (1981). „Recursive Evaluation of a Family of Compound Distributions“. *ASTIN Bulletin*, 12(1), str. 24-25.

⁷⁰ Dokaz videti u: Dickson, *op. cit.*, str. 64.

$$f_0 = P\left(X \leq \frac{h}{2}\right)$$

$$f_j = P\left(jh - \frac{h}{2} \leq X < jh + \frac{h}{2}\right) = F_X\left(jh + \frac{h}{2}\right) - F_X\left(jh - \frac{h}{2}\right), \quad j=1,2,\dots \quad (4.56)$$

koje predstavljaju verovatnoće da diskretizovana promenljiva X^d ima vrednost jh , $j=1,2,\dots$, pri čemu važi: $P(X^d < 0) = 0$. Na prikazani način, novčani iznosi pojedinačnih šteta se „zaokružuju“ na najbliži celobrojan umnožak konstante h . Što je korak h manji, utoliko će i data aproksimacija biti preciznija.

U pogledu potrebne kalkulacije, rekurzivna metoda je efikasnija od direktne konvolucije raspodela. Sa druge strane, u poređenju sa simulacijom, kao alternativnom numeričkom metodom, rekurzivna metoda se odlikuje univerzalnošću, u opštem slučaju,⁶⁷¹ i superiornošću u situacijama izuzetno niske frekvencije šteta.⁶⁷² Ipak, treba imati u vidu da ona može proizvesti nelogične rezultate kada je raspodela broja šteta binomna (u vidu vrednosti raspodele verovatnoća promenljive S koje su izvan intervala $[0,1]$), ili kada je početna vrednost $g_s(0)$ tako mala, da je korišćeni programski softver automatski izjednačava sa nulom (usled čega i naredne vrednosti $g_s(1), g_s(2), \dots$ postaju jednake nuli). U takvim situacijama, neophodno je prethodno primeniti odgovarajuće numeričke procedure, kako bi navedeni problemi bili otklonjeni.⁶⁷³

Do '80-ih godina XX veka, raspodele verovatnoća agregatnog iznosa šteta su uglavnom izvođene na bazi simulacija, uprkos značajnom vremenu koje je iziskivalo njihovo sprovođenje. Razvojem svojevremeno brzih i efikasnijih numeričkih metoda, poput rekurzivne metode, simulacije su potisnute iz primene u date svrhe da bi, zahvaljujući napretku kompjuterske tehnologije, u savremenim uslovima povratile svoj prvobitni značaj u oblasti aktuarstva. U opštem slučaju, algoritam kojim se simulira raspodela slučajne promenljive ukupnog iznosa šteta S podrazumeva sledeće korake:

1) Na bazi raspoloživih podataka iz prošlosti, vrši se izbor tipova raspodela frekvencije i intenziteta šteta i ocenjuju njihovi parametri.

⁶⁷¹ Savremena literatura iz oblasti aktuarstva obiluje primerima modifikacija Panjer-ove i definicija novih rekurzivnih formula, kojima se primena date metode proširuje i na druge raspodele broja šteta, izvan $(a, b, 0)$ klase raspodela. Videti, na primer, u: Dickson, *op. cit.*, str. 72-79.

⁶⁷² Klugman *et al.*, *op. cit.*, str. 191.

⁶⁷³ Panjer, Willmot, *op. cit.*, str. 114-116. i Panjer, H.H., Wang, S. (1993). „On the Stability of Recursive Formulas“. *ASTIN Bulletin*, 23(2), str. 249-253.

2) Iz poznate raspodele slučajne promenljive N , pomoću generatora slučajnih brojeva, „izvlači“ se broj šteta n_1 i isto toliko vrednosti x_1, x_2, \dots, x_{n_1} iz raspodele slučajne promenljive iznosa pojedinačnih šteta X .

3) Suma $s_1 = x_1 + x_2 + \dots + x_{n_1}$ predstavlja prvu slučajnu realizaciju ukupnog iznosa šteta S .

4) Koraci 2)-3) se ponavljaju n puta da bi se kreirao „pseudo“ slučajni uzorak podataka s_1, s_2, \dots, s_n , na osnovu koga se izvodi empirijska funkcija raspodele kojom se aproksimira nepoznata funkcija raspodele promenljive S .

Nasuprot prethodno obrazloženim, metoda simulacije dopušta narušenost restriktivne pretpostavke o istovetnosti raspodela iznosa šteta, kao i njihovoj međusobnoj, odnosno nezavisnosti u odnosu na broj šteta,⁶⁷⁴ čime se obezbeđuje realniji prikaz portfelja osiguranja. U uslovima njene primene je moguće analizirati uticaj franšize i limita osiguravajućeg pokrivača na raspodelu agregatnog iznosa šteta,⁶⁷⁵ a raspodele broja šteta nisu ograničene na $(a, b, 0)$ klasu raspodela, kao u slučaju *Panjer*-ove rekurzivne metode.

Za raspodelu verovatnoća agregatnog iznosa šteta S , koja je izvedena rekurzivnom, odnosno metodom simulacija, moguće je odrediti vrednost pod rizikom pri izabranom nivou poverenja. Tada je, u skladu sa prethodno obrazloženim konceptualnim okvirom, ekonomski kapital za pokriće rizika premije (C_p) jednak:

$$C_p = XVaR_{0,995}(S) = VaR_{0,995}(S) - E(S), \quad (4.57)$$

gde su:

- S - agregatni iznos šteta osiguravajućeg portfelja tokom jedne godine,
- $E(S)$ - očekivana vrednost raspodele agregatnog iznosa šteta,
- $VaR_{0,995}(S)$ - vrednost pod rizikom raspodele agregatnog iznosa šteta pri nivou poverenja $p = 0,995$,
- $XVaR_{0,995}(S)$ - višak vrednosti pod rizikom raspodele agregatnog iznosa šteta pri nivou poverenja $p = 0,995$.

Obrazac (4.57) implicira jednakost merodavne tehničke premije u samopridržaju $T\tilde{P}$ i očekivane vrednosti agregatnog iznosa šteta $E(S)$ u posmatranoj godini. Međutim, ukoliko je $T\tilde{P} > E(S)$, tj. ukoliko tehnička premija uključuje dodatak za sigurnost, zahtevani iznos kapitala C_p može biti umanjen u datom iznosu. Obrnuto, ukoliko je tehnička premija

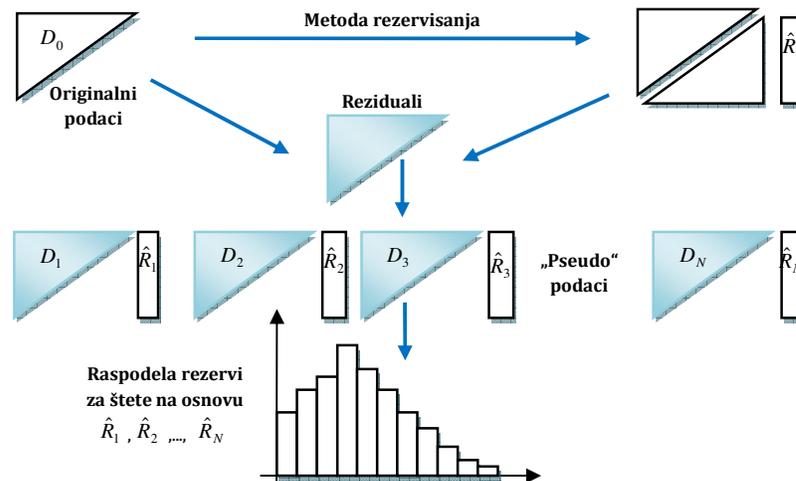
⁶⁷⁴ Šire videti u: Klugman *et al.*, *op. cit.*, str. 619-620.

⁶⁷⁵ Mohamed, M.A., Razali, A.M., Ismail, N. (2010). „Approximation of Aggregate Losses Using Simulation“. *Journal of Mathematics and Statistics*, 6(3), str. 234.

potcenjena, tako da važi: $T\tilde{P} < E(S)$, izračunati zahtevani iznos kapitala treba uvećati u visini razlike dveju veličina.

4.2.4. Modeliranje rizika dovoljnosti rezervi za štete

Na bazi prva dva momenta raspodele verovatnoća rezervi za štete, Mack-ova (1993) metoda rezervisanja, kao neparametarska stohastička metoda, daje meru preciznosti tačkaste ocene rezervi, dobijene determinističkom metodom lančanih lestvica, i samim tim, obezbeđuje osnov za merenje rizika dovoljnosti rezervi. Određivanje drugih mera rizika (kao što je (uslovna) vrednost pod rizikom), pri evaluaciji solventnosti neživotnih osiguravača, iziskuje poznavanje celokupne raspodele verovatnoća mogućih ishoda rezervi za štete. Izvođenje date raspodele analitičkim putem je otežano, usled činjenice da rezerve za štete, same po sebi, predstavljaju sumu slučajnih promenljivih, zbog čega se javlja potreba za odgovarajućim tehnikama simulacije.⁶⁷⁶ U date svrhe može biti korišćena tzv. *bootstrapping* tehnika, kojom se, polazeći od jednog uzorka empirijskih podataka, slučajnim izborom sa ponavljanjem kreira veliki broj uzoraka „pseudo“ podataka, koji su konzistentni sa istom raspodelom verovatnoća. Izračunavanjem realizovane vrednosti odgovarajuće statistike za svaki od dobijenih uzoraka, izvodi se njena raspodela verovatnoća, i omogućuje dalje ispitivanje karakteristika te raspodele.



Grafikon 4.5. Primena bootstrapping tehnike u kontekstu rezervisanja za štete

Izvor: Lowe, J. (1994). „A Practical Guide to Measuring Reserve Volatility Using: Bootstrapping, Operational Time and A Distribution-Free Approach“. *Proceedings of the 1994 General Insurance Convention*. Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. 161.

⁶⁷⁶ England, Verrall (2002), *op. cit.*, str. 496.

Kako bi *bootstrapping* tehnika bila primenjena pri formiranju rezervi za štete, izabrana stohastička metoda rezervisanja mora biti prezentovana u kontekstu regresionih, i to tzv. uopštenih linearnih modela (engl. *generalised linear models* - GLM).⁶⁷⁷ U opštem slučaju, iz zajedničkih pretpostavki date familije modela, za svaku k -tu opservaciju slučajne promenljive X proizilazi:

$$E(X_k) = \mu_k \text{ i } Var(X_k) = \frac{\phi v(\mu_k)}{w_k}, \quad (4.58)$$

gde su:

- μ_k - očekivana vrednost za k -tu opservaciju slučajne promenljive X ,
- ϕ - parametar disperzije,
- $v(\mu_k)$ - tzv. funkcija varijanse za k -tu opservaciju slučajne promenljive X ,
- w_k - odgovarajući ponderi opservacija.⁶⁷⁸

Dalje, neophodno je da sve opservacije budu međusobno nezavisne i jednako raspodeljene, zbog čega je, u kontekstu rezervisanja za štete, *bootstrapping* tehniku prikladnije primeniti na rezidualne, nego na same podatke.⁶⁷⁹ U date svrhe mogu biti korišćeni skalirani *Pearson*-ovi reziduali r_k , čija je definicija oblika:

$$r_k = \frac{x_k - \hat{\mu}_k}{\sqrt{\hat{Var}(X_k)}} = \frac{x_k - \hat{\mu}_k}{\sqrt{\frac{\hat{\phi} v(\hat{\mu}_k)}{w_k}}}. \quad (4.59)$$

U svakoj pojedinačnoj *bootstrap* iteraciji, na osnovu stvarnih reziduala $\{r_k : k = 1, \dots, n\}$ formira se novi uzorak reziduala $\{r_k^* : k = 1, \dots, n\}$, koji se dodaju ocenjenim vrednostima $\hat{\mu}_k$, kako bi bio dobijen uzorak „pseudo“ podataka $\{x_k^* : k = 1, \dots, n\}$:

$$x_k^* = r_k^* \sqrt{\frac{\hat{\phi} v(\hat{\mu}_k)}{w_k}} + \hat{\mu}_k. \quad (4.60)$$

⁶⁷⁷ Za razliku od klasičnog linearnog regresionog modela, koji se javlja kao njihova posebna vrsta, uopšteni linearni modeli dozvoljavaju da zavisna slučajna promenljiva sledi raspodelu koja nije nužno normalna, već pripada familiji eksponencijalnih raspodela. Istovremeno, očekivana vrednost zavisne promenljive nije nužno linearna funkcija objašnjavajućih varijabli, tj. sistematska komponenta modela ne mora biti aditivna. Naime, tzv. funkcija veze $g(E(X_k))$ može biti definisana, na primer, u logaritamskom, obliku kvadratnog korena ili tzv. logit obliku, dok u klasičnom linearnom regresionom modelu isključivo važi: $g(E(X_k)) = E(X_k)$. O karakteristikama uopštenih linearnih modela u kontekstu rezervisanja za štete šire videti u: Taylor (2000), *op. cit.*, str. 169-173. i Kaas *et al, op. cit.*, str. 234-262.

⁶⁷⁸ Renshaw, A.E., Verrall, R.J. (1998). „A Stochastic Model Underlying the Chain-Ladder Technique“. *British Actuarial Journal*, 4(4), str. 911.

⁶⁷⁹ Pinheiro, P.J.R., Andrade e Silva, J.M., Centeno, M.L.C. (2003). „Bootstrap methodology in claim reserving“. *Journal of Risk and Insurance*, 70(4), str. 706.

Ocena parametra disperzije $\hat{\phi}$ može biti dobijena u vidu količnika *Pearson*-ove χ^2 statistike (kao sume kvadrata odgovarajućih reziduala) i broja stepeni slobode (kao razlike između broja opservacija n i broja parametara p koji se ocenjuju):

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{k=1}^n (r'_k)^2}{n-p}, \quad (4.61)$$

gde

$$r'_k = \frac{x_k - \hat{\mu}_k}{\sqrt{\frac{v(\hat{\mu}_k)}{w_k}}} \quad (4.62)$$

predstavlja obične *Pearson*-ove rezidule koji, za razliku od skaliranih reziduala, definisanih obrascem (4.59), ne inkorporiraju parametar disperzije. Alternativno, izraz (4.61) može biti prikazan u obliku:

$$\hat{\phi} = \frac{n}{n-p} \cdot \frac{\sum_{k=1}^n (r'_k)^2}{n} = \frac{\sum_{k=1}^n \left(\sqrt{\frac{n}{n-p}} r'_k \right)^2}{n}. \quad (4.63)$$

Dakle, ocena parametra disperzije $\hat{\phi}$ može biti posmatrana kao prosek kvadrata reziduala r'_k , korigovanih faktorom $\sqrt{n/(n-p)}$, u cilju postizanja nepristrasnosti date ocene.⁶⁸⁰ Statistički model na osnovu kog su reziduali prvobitno izračunati se primenjuje na „pseudo“ podatke, kako bi bila dobijena *bootstrap* ocena parametara u prvoj iteraciji, i prikazana procedura ponavlja proizvoljno veliki broj puta, kako bi bila izvedena raspodela verovatnoća date ocene. Standardna devijacija takve raspodele predstavlja ocenu greške ocenjivanja, tj. kvadratnog korena varijanse ocenjivanja, kao samo jedne od dve komponente ukupne srednje kvadratne greške predviđanja. Kako bi bila ocenjena i varijansa procesa, buduće vrednosti posmatrane varijable moraju, u svakoj od iteracija, biti simulirane na bazi pretpostavljene raspodele verovatnoća, čija očekivana vrednost odgovara dobijenim vrednostima *bootstrap* ocene, što će biti detaljnije obrazloženo na primeru konkretne metode rezervisanja u nastavku.

Bootstrapping tehnikom može biti ocenjena greška do koje dolazi prilikom primene različitih stohastičkih metoda rezervisanja koje, na primer, pretpostavljaju da inkrementalni

⁶⁸⁰ England, P., Verrall, R. (2006). „Predictive Distributions of Outstanding Liabilities in General Insurance“. *Annals of Actuarial Science*, Vol. 1, str. 263.

iznosi šteta slede *Poisson*-ovu raspodelu,⁶⁸¹ gama raspodelu,⁶⁸² log-normalnu ili negativnu binomnu raspodelu.⁶⁸³ Ipak, iz razloga konzistentnosti sa prethodnim delovima rada, od relativno najvećeg značaja je primena *bootstrapping* tehnike u odnosu na *Mack*-ovu (1993) metodu rezervisanja. Kao što je već obrazloženo, ova metoda rezervisanja se temelji na implicitnim pretpostavkama u pogledu očekivane vrednosti i varijanse kumulativnog iznosa šteta, u skladu sa obrascima (3.52) i (3.69a), kako sledi:

$$E(C_{i,j+1}|C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} f_j \quad \text{i} \quad \text{Var}(C_{i,j+1}|C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} \sigma_j^2, \quad 1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq I-1,$$

gde, u skladu sa notacijom uvedenom u trećem delu rada, važe sledeća značenja simbola:

- $C_{i,j}$ - iznos šteta koje potiču iz i -tog perioda nastanka ($i=1, \dots, I$), a koje su rešene (prijavljene) do kraja j -tog perioda razvoja ($j=1, \dots, J$), gde je $I=J$,
- f_j - faktor razvoja kojim se opisuje prirast kumulativnog iznosa šteta između j -tog i $(j+1)$ -vog perioda razvoja,
- σ_j^2 - parametar disperzije koji odgovara j -tom periodu razvoja šteta.

Simulacija raspodele verovatnoća rezervi za štete zahteva prethodno uvođenje pretpostavke u pogledu konkretnog tipa date raspodele, koja nije prisutna u *Mack*-ovoj metodi rezervisanja. Međutim, dokazano je da identična standardna greška predviđanja može biti dobijena ukoliko se pretpostavi da kumulativni iznosi šteta slede normalnu raspodelu.⁶⁸⁴ *England* i *Verrall* (2006) su dali ekvivalentnu formulaciju *Mack*-ove metode rezervisanja, na bazi očekivane vrednosti i varijanse individualnih faktora razvoja $f_{i,j} = C_{i,j+1}/C_{i,j}$:

$$E(f_{i,j}|C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = f_j \quad \text{i} \quad \text{Var}(f_{i,j}|C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = \sigma_j^2 / C_{i,j}, \quad 1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq I-1. \quad (4.64)$$

Uzimajući da, u kontekstu uopštenih linearnih modela, važi: $X_k = f_{i,j}$, $\mu_k = f_j$, $\phi_j = \sigma_j^2$, $\nu(\mu_k) = 1$ i $w_k = C_{i,j}$, skalirani *Pearson*-ovi reziduali za *Mack*-ovu metodu rezervisanja $r_{i,j}$, mogu biti definisani u obliku:

$$r_{i,j} = \frac{\sqrt{C_{i,j}}(f_{i,j} - \hat{f}_j)}{\hat{\sigma}_j}, \quad 1 \leq i \leq I-1, \quad 1 \leq j \leq I-1, \quad (4.65)$$

⁶⁸¹ England, Verrall (1999), *op. cit.*, str. 281-293. i England, P. (2002). „Addendum to: Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 31(3), str. 461-463.

⁶⁸² Pinheiro *et al.*, *op. cit.*, str. 701-714.

⁶⁸³ England, Verrall (2006), *op. cit.*, str. 221-270.

⁶⁸⁴ England, Verrall (2002), *op. cit.*, str. 453.

pri čemu su ocene faktora razvoja \hat{f}_j dobijene standardnom metodom lančanih lestvica, a parametar disperzije σ_j^2 ocenjen primenom obrasca (3.70), alternativno zapisanog u obliku:

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (r'_{i,j})^2}{n_j - 1} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} C_{i,j} (f_{i,j} - \hat{f}_j)^2}{n_j - 1}, \quad 1 \leq j \leq I - 2, \quad (4.66)$$

gde n_j označava broj reziduala za j -ti period razvoja. Pri tome, kako bi *bootstrap* ocena standardne greške predviđanja rezervi za štete bila nepristrasna i uporediva sa odgovarajućom analitičkom ocenom, England (2002) predlaže korekciju reziduala $r_{i,j}$ faktorom $\sqrt{n/(n-p)}$ za ukupno n opservacija p parametara koji se ocenjuju.⁶⁸⁵ Na osnovu izvučenog novog uzorka (sa ponavljanjem) korigovanih reziduala $r_{i,j}^*$,⁶⁸⁶ polazeći od obrasca (4.65), dolazi se do „pseudo“ individualnih faktora razvoja $f_{i,j}^*$, raspoređenih u vidu novog *run-off* trougla:

$$f_{i,j}^* = r_{i,j}^* \frac{\hat{\sigma}_j}{\sqrt{C_{i,j}}} + \hat{f}_j, \quad 1 \leq i \leq I, \quad 1 \leq j \leq I + 1 - i. \quad (4.67)$$

Metoda lančanih lestvica, na osnovu koje su reziduali prvobitno određeni, se primenjuje u odnosu na svaki novi trougao „pseudo“ podataka, kako bi bili dobijeni novi ocenjeni faktori razvoja \tilde{f}_j , primenom obrasca:

$$\tilde{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{I-j} f_{i,j}^* C_{i,j}}{\sum_{i=1}^{I-j} f_{i,j}^*}, \quad 1 \leq j \leq I - 1. \quad (4.68)$$

Projekcija budućih kumulativnih iznosa šteta za $i=2, \dots, I$ se vrši po sukcesivnim periodima razvoja u svakoj od *bootstrap* iteracija. Najpre se, polazeći od poslednjih realizovanih vrednosti $C_{i,I+1-i}$ (koje se nalaze na krajnjoj dijagonali trougla razvoja)

⁶⁸⁵ Pošto, u slučaju *Mack*-ove metode rezervisanja, parametar disperzije σ_j^2 nije konstantan, već varira između perioda razvoja, pri čemu se, po svakom od perioda razvoja, ocenjuje po jedan parametar f_j , logično je da, u date svrhe, bude korišćen faktor $n_j / (n_j - 1)$, $j=1, \dots, I - 1$.

⁶⁸⁶ Na osnovu relacije: $f_{1,I-1} = C_{1,I} / C_{1,I-1} = \hat{f}_{I-1}$, sledi da je $r_{1,I-1} = 0$, što je vrednost reziduala koja se ne uzima u obzir pri kreiranju novog uzorka reziduala obima $n = I(I - 1)/2$. Opravdanost takvog praktičnog pristupa empirijski je potvrđena od strane Pinheiro *et al.*, *op. cit.*, str. 6.

projektuju vrednosti $\tilde{C}_{i,I+2-i}$, simulacijom izvlačenja slučajnog uzorka podataka iz normalne raspodele verovatnoća čiji su parametri $\tilde{f}_j C_{i,I+1-i}$ i $\hat{\sigma}_j^2 C_{i,I+1-i}$, tako da važi:

$$\tilde{C}_{i,I+2-i} | C_{i,I+1-i} \sim \mathcal{N}(\tilde{f}_j C_{i,I+1-i}, \hat{\sigma}_j^2 C_{i,I+1-i}).$$

Polazeći od tako dobijenih vrednosti, za svaku narednu godinu razvoja projektuju se kumulativni iznosa šteta uzimajući da važi:

$$\tilde{C}_{i,j+1} | \tilde{C}_{i,j} \sim \mathcal{N}(\tilde{f}_j \tilde{C}_{i,j}, \hat{\sigma}_j^2 \tilde{C}_{i,j}), \quad i = 3, 4, \dots, I, \quad j = I + 3 - i, I + 4 - i, \dots, I - 1.$$

Međutim, ukoliko simulacija na bazi normalne raspodele rezultuje negativnim kumulativnim iznosima šteta, kao odgovarajuće pragmatično rešenje javlja se upotreba gama raspodele sa istom očekivanom vrednošću i varijansom u date svrhe.⁶⁸⁷ Ponavljanjem velikog broja iteracija dobija se dovoljno obiman uzorak „pseudo“ podataka o rezervama za štete, najpre po pojedinim godinama nastanka šteta:

$$\tilde{R}_i = \tilde{C}_{i,I} - C_{i,I+1-i}, \quad (4.69)$$

a zatim i u ukupnom iznosu:

$$\tilde{R} = \sum_{i=2}^I \tilde{R}_i, \quad (4.70)$$

čija aritmetička sredina predstavlja *bootstrap* ocenu rezervi za štete, a standardna devijacija daje ocenu standardne greške predviđanja.

Ne iziskujući primenu kompleksnih analitičkih obrazaca, niti specijalizovanog softverskog paketa, *bootstrapping* tehnika omogućuje da se, na relativno jednostavan način, odredi ne samo standardna greška predviđanja rezervi za štete, već i njihova celokupna raspodela verovatnoća. Za izračunatu vrednost pod rizikom date raspodele, pri izabranom nivou poverenja, jednostavno se određuje ekonomski kapital za pokriće rizika dovoljnosti rezervi za štete (C_R), na osnovu sledećeg obrasca:

$$C_R = XVaR_{0,995}(\tilde{R}) = VaR_{0,995}(\tilde{R}) - E(\tilde{R}), \quad (4.71)$$

gde su:

- \tilde{R} - ukupan iznos rezervi za štete osiguravajućeg portfelja,
- $E(\tilde{R})$ - očekivana vrednost simulirane raspodele ukupnih rezervi za štete,
- $VaR_{0,995}(\tilde{R})$ - vrednost pod rizikom simulirane raspodele rezervi za štete \tilde{R} pri nivou

⁶⁸⁷ England, Verrall (2006), *op. cit.*, str. 236.

poverenja $p = 0,995$,
 $XVaR_{0,995}(\tilde{R})$ - višak vrednosti pod rizikom simulirane raspodele rezervi za štete \tilde{R} pri nivou poverenja $p = 0,995$.

Analogno modeliranju rizika premije, obrazac (4.71) pretpostavlja jednakost stvarno formiranih rezervi za štete osiguravača \hat{R} na kraju posmatrane godine i očekivane vrednosti simulirane raspodele rezervi $E(\tilde{R})$. Međutim, ukoliko su rezerve osiguravača precenjene tako da je $\hat{R} > E(\tilde{R})$, zahtevani iznos kapitala C_R može biti umanjen za iznos razlike $\hat{R} - E(\tilde{R})$. Obrnuto, ukoliko su rezerve za štete potcenjene, tako da važi: $\hat{R} < E(\tilde{R})$, izračunati zahtevani iznos kapitala treba uvećati u visini razlike dveju veličina.

4.2.5. Modeliranje ukupnog rizika neživotnih osiguranja

Iznose kapitala koji su, pri izabranom nivou poverenja, izračunati zasebno na ime rizika premije i rizika rezervi za štete je potrebno agregirati, kako bi bio određen ukupan iznos kapitala koji osiguravajuća kompanija treba da obezbedi u cilju zaštite od rizika neživotnih osiguranja. U date svrhe, u parcijalnom dinamičkom modelu može biti primenjena formula kvadratnog korena (1.37), najpre na nivou pojedinačnih linija poslovanja, a zatim na nivou kompanije kao celine. Uvažavanjem međusobne korelisanosti rizika premije i rizika rezervi, određuje se ekonomski kapital za pokriće rizika neživotnih osiguranja na nivou i -te linije poslovanja (C_i):

$$C_i = \sqrt{C_{P,i}^2 + C_{R,i}^2 + 2 \cdot \rho_{P,R} C_{P,i} \cdot C_{R,i}}, \quad (4.72)$$

gde su:

$C_{P,i}$ - izračunati zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika premije u i -toj liniji poslovanja,

$C_{R,i}$ - izračunati zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika rezervi u i -toj liniji poslovanja,

$\rho_{P,R}$ - koeficijent korelacije između rizika premije i rizika rezervi.

Za portfelj sačinjen od n linija poslovanja, agregatni iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja (C) jednak je:

$$C = \sqrt{\sum_{i=1}^n C_i^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} C_i C_j} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{i,j} C_i C_j}, \quad (4.73)$$

gde su:

C_i, C_j - izračunati zahtevani iznosi kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja za individualne linije poslovanja,

$\rho_{i,j}$ - koeficijent korelacije između i -te i j -te linije poslovanja.

Kako bi parcijalni dinamički model merenja rizika osiguranja bio u potpunosti definisan, neophodno je opredeliti vrednosti koeficijenata korelacije koji figurišu u obrascima (4.72) i (4.73), odnosno način njihovog ocenjivanja.

Pri modeliranju korelisanosti između linija poslovanja, interni modeli koji se susreću u relevantnoj literaturi direktno preuzimaju vrednosti koeficijenata korelacije iz standardnog pristupa koncepta Solventnost II,⁶⁸⁸ ili im dodeljuju arbitrarne vrednosti, na bazi subjektivnog ekspertskeg rasuđivanja.⁶⁸⁹ Postoje i još jednostavniji pristupi, koji dozvoljavaju samo dve mogućnosti: međusobnu nezavisnost, ili perfektu pozitivnu korelisanost linija poslovanja neživotnih osiguranja.⁶⁹⁰ Za razliku od pomenutih, pristup koji je predložio *Hürlimann* (2008) omogućuje eksplicitno ocenjivanje vrednosti koeficijenata korelacije između linija poslovanja na bazi realnih podataka konkretnog osiguravača. Da bi dati pristup bio primenjen, za portfelj osiguranja koji obuhvata n poslovnih linija, potrebni su sledeći podaci za prethodnih $m > 1$ godina:

\tilde{P}_i^k - zarađena premija i -te poslovne linije ($i = 1, \dots, n$) u k -toj godini ($k = 1, \dots, m$),⁶⁹¹

S_i^k - rešene štete u i -toj poslovnoj liniji tokom k -te godine ($k = 1, \dots, m$),

R_i^k - rezerve za štete i -te poslovne linije na kraju k -te godine ($k = 0, \dots, m$), pri čemu su sve navedene veličine iskazane na neto osnovi, tj. sa efektima reosiguranja.

U skladu sa standardnim pristupom koncepta Solventnost II, suma premija, odnosno rezervi za štete na početku godine, po svim godinama koje su obuhvaćene posmatranjem, predstavlja meru volumena (izloženosti) za rizik premije ($V_{P,i}$):

$$V_{P,i} = \tilde{P}_i^\bullet = \sum_{k=1}^m \tilde{P}_i^k, \quad (4.74)$$

⁶⁸⁸ Videti, na primer, u: Slim, Mansouri, *op. cit.*, str. 20.

⁶⁸⁹ Doff (2006), *op. cit.*, str. 185.

⁶⁹⁰ Takav je, na primer, pristup koji pretpostavlja da su linije imovinskog i osiguranja od odgovornosti međusobno nezavisne. Međusobna korelisanost linija osiguranja od odgovornosti je, u praksi, relativno visoka pozitivna, tako da se, u teoriji, izjednačava sa nulom, dok je korelisanost imovinskih linija relativno niska (bilo negativna ili pozitivna), pa se izjednačava sa nulom. Šire videti u: Cummins, Derring, *op. cit.*, str. 97.

⁶⁹¹ Iako *Hürlimann* (2008) predlaže da se u date svrhe, koriste podaci o fakturiranoj premiji, logičnije bi bilo porediti zarađenu premiju sa nastalim osigurani šteta, zbog čega je u datom radu izvršena modifikacija u odnosu na inicijalnu formulaciju modela.

odnosno meru volumena za rizik rezervi ($V_{R,i}$):

$$V_{R,i} = R_i^\bullet = \sum_{k=1}^m R_i^{k-1}, \quad (4.75)$$

u i -toj poslovnoj liniji. Ukupna mera volumena za rizik premije i rezervi, posmatrane zajedno, jednaka je:

$$V_i = \tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet, \quad (4.76)$$

na nivou i -te poslovne linije, odnosno:

$$V = \sum_{i=1}^m (\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet), \quad (4.77)$$

na nivou portfelja osiguranja. U cilju ocenjivanja volatilnosti portfelja (σ), definiše se veličina X , u vidu linearne kombinacije:

$$X = \sum_{i=1}^n w_i X_i, \quad (4.78)$$

gde X_i predstavlja tzv. kombinovani ratio rizika premije i rezervi⁶⁹² za i -tu poslovnu liniju, sa ponderom:

$$w_i = \frac{V_i}{V} = \frac{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet}{\sum_{i=1}^n (\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet)}, \quad (4.79)$$

takav da je:

$$X_i = \frac{\tilde{P}_i^\bullet}{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet} \cdot X_{P,i} + \frac{R_i^\bullet}{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet} \cdot X_{R,i}, \quad (4.80)$$

gde su:

$$X_{P,i} = \frac{\sum_{k=1}^m S_i^k}{\tilde{P}_i^\bullet} \quad (4.81)$$

$$X_{R,i} = \frac{\sum_{k=1}^m R_i^k}{\tilde{R}_i^\bullet} \quad (4.82)$$

ratio rizika premije i ratio rizika rezervi za i -tu poslovnu liniju, respektivno. Raspodela slučajne promenljive X određena je vektorom očekivanih vrednosti $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)$, gde

⁶⁹² Hürlimann, *op. cit.*, str. 3.

je $\mu_i = E(X_i)$ i matricom kovarijansi $\Sigma = (\rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j)$, gde je $\sigma_i = \sqrt{\text{Var}(X_i)}$ i $\rho_{i,j}$ koeficijent korelacije između racija X_i i X_j , za $i, j = 1, \dots, n$, dok odgovarajući vektor pondera linijskih racija može biti označen sa $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)$. Na osnovu (4.78) proizilazi da je ocena varijanse racija X jednaka:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{V^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \hat{\rho}_{i,j} \hat{\sigma}_i V_i \hat{\sigma}_j V_j, \quad (4.83)$$

čemu odgovara sledeći matrični zapis:

$$\hat{\sigma}^2 = [w_1 \quad w_2 \quad \dots \quad w_n] \cdot \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \hat{\rho}_{1,2} \hat{\sigma}_1 \hat{\sigma}_2 & \dots & \hat{\rho}_{1,n} \hat{\sigma}_1 \hat{\sigma}_n \\ \hat{\rho}_{1,2} \hat{\sigma}_1 \hat{\sigma}_2 & \hat{\sigma}_2^2 & \dots & \hat{\rho}_{2,n} \hat{\sigma}_2 \hat{\sigma}_n \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{\rho}_{1,n} \hat{\sigma}_1 \hat{\sigma}_n & \hat{\rho}_{2,n} \hat{\sigma}_2 \hat{\sigma}_n & \dots & \hat{\sigma}_n^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \dots \\ w_n \end{bmatrix} = w \cdot \hat{\Sigma} \cdot w^T. \quad (4.84)$$

Kombinovani racio rizika premije i rezervi i -te poslovne linije u k -toj godini, zapisan u obliku:

$$X_i^k = \frac{S_i^k + R_i^k}{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1}} \quad (4.85)$$

može biti posmatran kao vrednost slučajne promenljive X_i koja se realizuje sa verovatnoćom:

$$w_i^k = \frac{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1}}{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet}, \quad k = 1, 2, \dots, m. \quad (4.86)$$

Odgovarajuće ocene očekivane vrednosti i standardne devijacije racija X_i jednake su:

$$\hat{\mu}_i = \sum_{k=1}^m w_i^k X_i^k \quad \text{i} \quad \hat{\sigma}_i = \sqrt{\sum_{k=1}^m w_i^k (X_i^k - \hat{\mu}_i)^2}. \quad (4.87)$$

U cilju ocene koeficijenata korelacije $\rho_{i,j}$, za svake dve poslovne linije, kojima odgovaraju racija X_i i X_j , definiše se zajednički racio rizika premije i rezervi $X_{i,j}$, u vidu ponderisane aritmetičke sredine:

$$X_{i,j} = \frac{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet}{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet + \tilde{P}_j^\bullet + R_j^\bullet} X_i + \frac{\tilde{P}_j^\bullet + R_j^\bullet}{\tilde{P}_i^\bullet + R_i^\bullet + \tilde{P}_j^\bullet + R_j^\bullet} X_j, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (4.88)$$

Na osnovu raspoloživih istorijskih podataka, moguće je za svaki od $\binom{n}{2}$ parova linija odrediti zajednički racio $X_{i,j}^k$ po godinama $k = 1, 2, \dots, m$, sa odgovarajućim ponderom $w_{i,j}^k$:

$$X_{i,j}^k = \frac{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1}}{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1} + \tilde{P}_j^k + R_j^{k-1}} X_i^k + \frac{\tilde{P}_j^k + R_j^{k-1}}{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1} + \tilde{P}_j^k + R_j^{k-1}} X_j^k, \quad (4.89)$$

$$w_{i,j}^k = \frac{\tilde{P}_i^k + R_i^{k-1} + \tilde{P}_j^k + R_j^{k-1}}{\tilde{P}_i^* + R_i^* + \tilde{P}_j^* + R_j^*}, i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \quad k = 1, 2, \dots, m. \quad (4.90)$$

Ocene očekivane vrednosti i standardne devijacije promenljive $X_{i,j}$ proizilaze iz zakona raspodele verovatnoća

$$P(X_{i,j} = X_{i,j}^k) = w_{i,j}^k, \quad k = 1, 2, \dots, m, \quad (4.91)$$

tako da važi:

$$\hat{\mu}_{i,j} = \sum_{k=1}^m w_{i,j}^k X_{i,j}^k \quad \text{i} \quad \hat{\sigma}_{i,j} = \sqrt{\sum_{k=1}^m w_{i,j}^k (X_{i,j}^k - \hat{\mu}_{i,j})^2}. \quad (4.92)$$

Polazeći od obrasca (4.88), moguće je zapisati:

$$\sigma_{i,j} = \sqrt{\text{Var}(X_{i,j})} = \frac{1}{\tilde{P}_i^* + R_i^* + \tilde{P}_j^* + R_j^*} \sqrt{\left((\tilde{P}_i^* + R_i^*) \sigma_i \right)^2 + \left((\tilde{P}_j^* + R_j^*) \sigma_j \right)^2 + 2\rho_{i,j} \sigma_i (\tilde{P}_i^* + R_i^*) \sigma_j (\tilde{P}_j^* + R_j^*)}, \quad (4.93)$$

iz čega, zamenom parametara njihovim ocenama i daljim sređivanjem, proizilazi obrazac za određivanje ocene koeficijenta korelacije između linija poslovanja $\rho_{i,j}$:⁶⁹³

$$\hat{\rho}_{i,j} = \frac{1}{2} \cdot \frac{\left((\tilde{P}_i^* + R_i^* + \tilde{P}_j^* + R_j^*) \hat{\sigma}_{i,j} \right)^2 - \left((\tilde{P}_i^* + R_i^*) \hat{\sigma}_i \right)^2 - \left((\tilde{P}_j^* + R_j^*) \hat{\sigma}_j \right)^2}{\hat{\sigma}_i (\tilde{P}_i^* + R_i^*) \hat{\sigma}_j (\tilde{P}_j^* + R_j^*)}, \quad (4.94)$$

gde su:

- $\tilde{P}_i^*, \tilde{P}_j^*$ - suma zarađenih premija u i -toj, odnosno j -toj liniji poslovanja po svim posmatranim godinama,
- R_i^*, R_j^* - suma rezervi za štete na početku godine u i -toj, odnosno j -toj liniji poslovanja po svim posmatranim godinama,
- $\hat{\sigma}_i, \hat{\sigma}_j$ - ocena standardne devijacije kombinovanog racija rizika premije i rezervi u i -toj, odnosno j -toj liniji poslovanja,
- $\hat{\sigma}_{i,j}$ - ocena standardne devijacije zajedničkog racija rizika premije i rezervi i -te i j -te linije poslovanja.

Za razliku od inicijalne formulacije *Hürlimann*-ovog pristupa, koeficijenti korelacije među linijama poslovanja u okviru parcijalnog dinamičkog modela mogu biti ocenjeni

⁶⁹³ Hürlimann, *op. cit.*, str. 11.

primenom obrasca (4.94) na odgovarajuće podatke koji se odnose na celokupno tržište neživotnih osiguranja, umesto na jednog osiguravača. Time se obezbeđuje veća pouzdanost rezultata u slučajevima relativnog malog portfelja osiguranja, kao i njihova uporedivost između osiguravača.

Usled nedostatka iskustvenih podataka i nerazvijenosti odgovarajuće metodologije, modeliranje međusobne korelisanosti tipova rizika neživotnih osiguranja, tj. rizika premije i rizika rezervi, je relativno nepreciznije. Postojeći interni modeli su, uglavnom, polarizovani između onih koji pretpostavljaju međusobnu nezavisnost dva rizika i onih koji podrazumevaju primenu koeficijenta korelacije od 0,50 između njih, analogno standardnom pristupu koncepta Solventnost II. Ipak, empirijska istraživanja pokazuju da nijedan od dva pristupa nije realističan, dovodeći do isuviše niskog, u prvom, odnosno, isuviše visokog kapitalnog zahteva, u drugom slučaju.⁶⁹⁴ Uvažavajući njihove rezultate, pojedini autori usvajaju, kao kompromisno rešenje, vrednost koeficijenta korelacije između rizika premije i rizika rezervi od 0,25,⁶⁹⁵ koja može biti korišćena i u datom parcijalnom modelu merenja rizika neživotnih osiguranja pri evaluaciji solventnosti osiguravača.

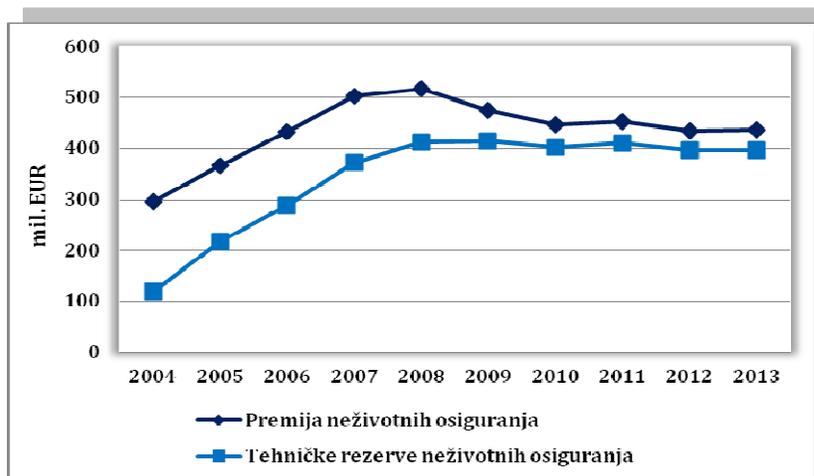
⁶⁹⁴ Diers *et al.*, *op. cit.*, str. 180.

⁶⁹⁵ Doff (2006), *op. cit.*, str. 185.

5. MOGUĆNOSTI PRIMENE DINAMIČKOG MODELA MERENJA RIZIKA OSIGURANJA PRI UTVRĐIVANJU MARGINE SOLVENTNOSTI U SRBIJI

5.1. ANALIZA RIZIKA NEŽIVOTNIH OSIGURANJA SA ASPEKTA SOLVENTNOSTI NA TRŽIŠTU OSIGURANJA SRBIJE

Beležeci prihode od premije u iznosu od približno 49,9 milijardi RSD, odnosno 435,9 miliona EUR u 2013. godini, sektor neživotnih osiguranja ostvaruje dominantno učešće (od 78,0%) u ukupnom osiguravajućem portfelju na tržištu osiguranja Srbije. Preovlađujući udeo u strukturi premijskog prihoda datog segmenta imaju osiguranje od odgovornosti zbog upotrebe motornih vozila (30,6%), ostala imovinska osiguranja (22,0%) i kasko osiguranje motornih vozila (10,0%). Od ukupnog iznosa tehničkih rezervi neživotnih osiguranja od 45,5 mlrd. RSD u 2013. godini, 46,9% se odnosi na rezerve za štete, 45,6% na rezerve za prenosne premije i preostalih 7,5% na rezerve za izravnjanje rizika. Poslovima neživotnih osiguranja se u 2013. godini bavilo 17 (od ukupno 28) osiguravajućih društava, od čega se 11 društava bavilo isključivo poslovima neživotnih, a preostalih 6 društava poslovima životnih i neživotnih osiguranja istovremeno.⁶⁹⁶



Grafikon 5.1. *Kretanje premija i tehničkih rezervi neživotnih osiguranja u Srbiji (2004-2013.)*
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

Obim tržišta neživotnih osiguranja, meren prihodima od premije i tehničkim rezervama je, nominalno posmatrano, udvostručen, odnosno učetvorostučen tokom vremenskog perioda 2004-2013. godine. Pri tome bi trebalo imati u vidu nisku startnu osnovu na

⁶⁹⁶ Narodna banka Srbije (2014b). *Sektor osiguranja u Srbiji - izveštaj za 2013. godinu*. Beograd: Narodna banka Srbije, str. 8-10.

početku tog perioda (u 2004. godini, ukupne premije od osiguranja su iznosile 25,1 mlrd. RSD, a tehničke rezerve svega 9,38 mlrd. RSD),⁶⁹⁷ ali i inferiornost postignutih rezultata u odnosu na pojedine zemlje regiona.⁶⁹⁸ Relativno brži rast tehničkih rezervi u poređenju sa premijama osiguranja svedoči o nastojanjima osiguravača da realno procenjuju svoje obaveze prema osiguranicima, što je rezultat ustanovljenih kriterijuma obračuna tehničkih rezervi i striktno kontrole njihovog poštovanja u sklopu preduzetih aktivnosti na uređenju i stabilizaciji tržišta od strane Narodne banke Srbije tokom posmatranog perioda. Ipak, očigledna je stagnacija datog tržišnog segmenta nakon nastupanja ekonomske krize 2008/09 godine (videti grafikon 5.1). Naime, prosečne godišnje realne stope rasta premija i tehničkih rezervi iznosile su 19,3%, odnosno 48,4% u prvom segmentu perioda, da bi tokom 2008-2013. godine iste stope bile smanjene na -2,3%, odnosno 1,1%, respektivno.⁶⁹⁹

Inicijalno, izloženost osiguravača rizicima osiguranja može biti sagledana na osnovu dostignutih vrednosti i ispoljenih tendencija odgovarajućih racio pokazatelja njihovog finansijskog zdravlja. U date svrhe, u oblasti neživotnih osiguranja, najpre može biti korišćen odnos premije u samoprdržaju (kao mere preuzetih rizika osiguranja) i ukupnog kapitala osiguravača (kao amortizera, u krajnjoj instanci, nepovoljnih posledica realizacije svih pretećih rizika). Grubu meru kvaliteta aktuarskih obračuna daje odnos tehničkih rezervi u samoprdržaju i rešenih šteta u samoprdržaju, dok se izloženost rizicima reosiguranja aproksimira učešćem zadržanih u ukupnim premijama osiguranja.⁷⁰⁰ Na bazi podataka sadržanih u bilansima stanja i bilansima uspeha svih osiguravajućih društava koja su efektivno obavljala poslove neživotnih osiguranja u Srbiji tokom perioda 2006-2013. godine, izračunate su vrednosti navedenih pokazatelja za svako od njih, kao i na nivou celokupnog sektora neživotnih osiguranja.

⁶⁹⁷ Narodna banka Srbije (2006b). *Poslovi nadzora nad obavljanjem delatnosti osiguranja. Narodna banka Srbije - godišnji izveštaj 2005*. Beograd: Narodna banka Srbije, str. 12. i 16.

⁶⁹⁸ Na primer, premijski prihodi neživotnih osiguravača u Hrvatskoj u iznosu od 856,79 mil. EUR u 2013. godini su gotovo dvostruko veći nego u Srbiji. Odstupanje je još izraženije ukoliko se posmatra tržište neživotnih osiguranja Slovenije, gde su u istoj godini zabeleženi više nego trostruko veći prihodi od premije u odnosu na domaće tržište (u iznosu od 1.424,5 mil. EUR). Šire videti u: HANFA (2014). *Mjesečni izveštaj - prosinac 2013*. Zagreb: Hrvatska agencija za nadzor finansijskih usluga i Slovenian Insurance Association (2013). *Quarterly statistical data - 4th quarter 2013*. Ljubljana: Slovenian Insurance Association (preuzeto 01.07.2014. sa <http://www.zav-zdruzenje.si/statistical-data-2013>).

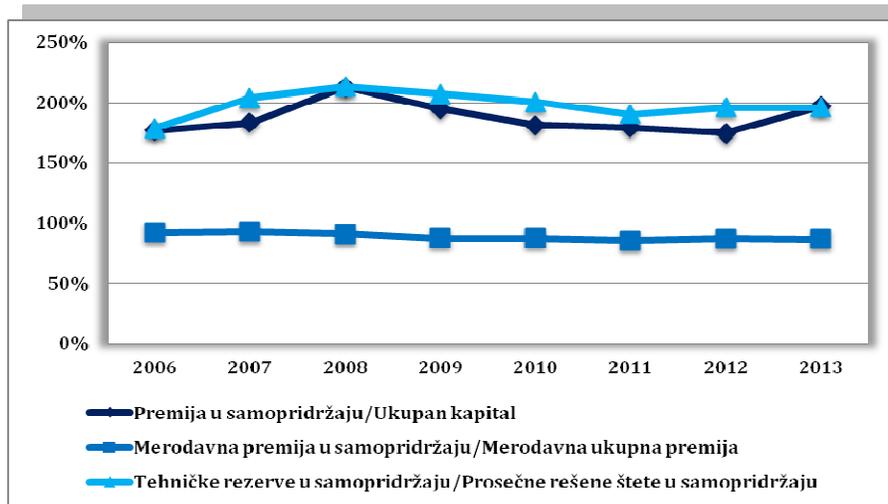
⁶⁹⁹ Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

⁷⁰⁰ Navedeni racio pokazatelji se javljaju kao elementi sveobuhvatnog skupa tzv. CARMEL indikatora finansijske snage osiguravača, kao važnog instrumenta identifikacije, monitoringa i analize širokog spektra rizika koji ugrožavaju njihovo poslovanje. Akronim koji se koristi za njegovo označavanje izveden je iz engleskih naziva šest kategorija prema kojima su ovi indikatori razvrstani (adekvatnost kapitala, kvalitet imovine, reosiguranje i aktuarske pozicije, kvalitet upravljačke strukture, zarade i profitabilnost i likvidnost). Šire videti u: Narodna banka Srbije (2006a). *CARMEL pokazatelji poslovanja društava za osiguranje sa okvirnim uputstvima za njihovo tumačenje*. Beograd: Narodna banka Srbije.

Tabela 5.1. Pokazatelji izloženosti neživotnih osiguravača u Srbiji rizicima osiguranja u 2013. godini

Pokazatelj	Vrednost za sektor	Minim. vrednost	Maksim. vrednost	Relativna standardna devijacija
Premija u samopridržaju/Ukupan kapital	197,1%	13,9%	1.684,0%	140,7%
Merodavna premija u samopridržaju/Merodavna ukupna premija	86,9%	20,1%	98,7%	29,6%
Tehničke rezerve u samopridržaju/Prosečne rešene štete u samopridržaju u poslednje 3 godine	196,3%	150,6%	2.722,3%	137,1%
Garantna rezerva/Zahtevana margina solventnosti	177,7%	17,5%	295,6%	49,9%

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>) i Agencije za privredne registre (<http://www.apr.gov.rs>).



Grafikon 5.2. Kretanje pokazatelja izloženosti neživotnih osiguravača u Srbiji rizicima osiguranja (2006-2013.)

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>) i Agencije za privredne registre (<http://www.apr.gov.rs>).

Dostignuta vrednost racija premije u samopridržaju i ukupnog kapitala za sektor neživotnih osiguranja od 197,1% u 2013. godini se može smatrati zadovoljavajućom sa aspekta očuvanja solventnosti osiguravača. Ipak, varijacije između kompanija u pogledu datog pokazatelja su relativno visoke, imajući u vidu da se njegova vrednost, pojedinačno posmatrano, kreće u rasponu od svega 13,9% do čak 1.684,0%. Obrazac kretanja sektorske vrednosti istog pokazatelja tokom vremena ukazuje da se, nakon nastupanja ekonomske krize 2008/09 godine, adekvatnost kapitala u odnosu na preuzete rizike osiguranja povećava. Takva tendencija je rezultat umerenog uvećavanja premijskog prihoda osiguravača (prvenstveno imajući u vidu nepovoljan makroekonomski ambijent u kome se ostvaruje njihovo poslovanje), ali i opreznije politike reosiguranja. Naime, raspoloživi podaci iz 2013. godine pokazuju da neživotni osiguravači u Srbiji zadržavaju prosečno

86,9% osiguranih rizika u sopstvenom pokriću (videti tabelu 5.1). Ipak, u istoj godini je zabeležen nagli porast vrednosti posmatranog pokazatelja adekvatnosti kapitala za pokriće rizika osiguranja, prvenstveno kao posledica pogoršanja rezultata poslovanja izvesnog broja osiguravača, budući da se gubitak direktno odražava na smanjenje iznosa sopstvenog kapitala. Iako je vrednost odnosa merodavne premije u samopridržaju i merodavne ukupne premije relativno ujednačena između osiguravača, njena interpretacija zahteva poznavanje strukture osiguravajućeg portfelja svakog od njih, jer različite vrste neživotnih osiguranja karakteriše različiti stepen prenosa rizika u reosiguranje. Blago opadajući trend vrednosti ovog pokazatelja tokom posmatranog perioda svedoči o pojačanom transferu osiguranih rizika u reosiguranje, ali i sugeriše potrebu za opreznijom analizom boniteta reosiguravača.

Relativno visoka vrednost odnosa tehničkih rezervi u samopridržaju i prosečnih rešenih šteta u samopridržaju na nivou sektora (od 196,3% u 2013. godini) indicira opreznju kvantifikaciju obaveza osiguranja i, samim tim, odsustvo pritisaka na kapital osiguravača, čime je ostavljen „manevarski prostor” za pokriće eventualnih neočekivanih i katastrofalnih gubitaka. Identifikovani pad sektorske vrednosti ovog pokazatelja, počev od 2008. godine, kao rezultat relativno bržeg rasta prosečnih rešenih šteta u samopridržaju (za 33% u 2013. u odnosu na 2008. godinu) u poređenju sa tehničkim rezervama u samopridržaju (koje su povećane za oko 22% u istom periodu) nije sasvim pouzdan indikator kvaliteta aktuarskih obračuna. Naime, njegova vrednost tokom datog perioda je bila stabilna za zrele kompanije, sa ustaljenim osiguravajućim portfeljom, dok je značajan pad vrednosti ostvaren u slučaju mladih kompanija, usled niskog iznosa rešenih šteta na početku perioda i, samim tim, nerealno visoke inicijalne vrednosti pokazatelja.⁷⁰¹

5.1.1. Primena modela fiksnog koeficijenta na domaćem tržištu osiguranja

Podrobnija konkretizacija analize solventnosti osiguravača na domaćem tržištu u odnosu na rizike osiguranja može biti sprovedena na osnovu odnosa njihovog raspoloživog i, u skladu sa relevantnom regulativom izračunatog, zahtevanog kapitala za pokriće tih rizika. Metodološke osnove utvrđivanja zahtevane margine solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji su konzistentne sa modelom fiksnog koeficijenta koji se primenjuje u grupaciji zemalja Evropske unije, uz izvesne različitosti u domenu korišćene terminologije,

⁷⁰¹ Jovović, M., Mitrašević, M., Kočović, M. (2013). „Assessment of financial strength of insurance companies in Serbia“. *Product specifics on the markets of insurance and reinsurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Radović Marković, M. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 23, str. 345.

graničnih iznosa kategorija koje prezentuju izloženost riziku i iznosa minimalnog garantnog fonda. Obračun margine solventnosti vrši se na kvartalnoj osnovi (kao i na dan prenosa portfelja osiguranja), odvojeno za životna i neživotna osiguranja. Zahtevana margina solventnosti neživotnih osiguravača izjednačava se sa najvećim od rezultata koji se dobijaju na osnovu tri alternativna kriterijuma. Prema prvom od njih, obračun podrazumeva primenu premijskog indeksa od 0,18 na zbir iznosa polisirane (odnosno, fakturisane) premije u poslednjih 12 meseci do 10 miliona EUR u dinarskoj protivvrednosti, odnosno, indeksa od 0,16 na preostali iznos premije. Dobijeni rezultat se koriguje koeficijentom u vidu količnika premije u samoprdržaju i ukupne premije, posmatranih za poslednjih 36 meseci, čija vrednost ne može biti manja od 0,50.

Drugi kriterijum određivanja zahtevane margine solventnosti primenjuje indeks šteta od 0,26 na prosečan iznos merodavnih šteta za poslednjih 36, odnosno 84 meseca (kod osiguranja kredita, useva i plodova) do 7 miliona EUR u dinarskoj protivvrednosti i indeks od 0,23 na preostali iznos merodavnih šteta. Dobijeni iznos se množi koeficijentom koji predstavlja količnik iznosa merodavnih šteta u samoprdržaju i merodavnih šteta za poslednjih 12 meseci, čija vrednost ne može biti manja od 0,50. U slučaju dobrovoljnog zdravstvenog osiguranja, uzima se u obzir jedna trećina većeg od rezultata dobijenih primenom dva navedena kriterijuma,⁷⁰² pri čemu se, za sve vrste neživotnih osiguranja, margina solventnosti u prvoj godini poslovanja kompanije izračunava samo na osnovu premijskog indeksa.⁷⁰³

U poređenju sa aktuelnom metodologijom određivanja zahtevane margine solventnosti neživotnih osiguravača u EU, uočljivi su niži granični iznosi premija i šteta (na nivou koji je važio do uvođenja projekta Solventnost I), koji su u skladu sa relativno malim obimom i niskim stepenom razvijenosti domaćeg tržišta osiguranja. U sklopu pregovora o pristupanju Evropskoj uniji, novi zakon o osiguranju (usvojen u decembru 2014. godine, sa početkom primene nakon isteka šest meseci od dana stupanja na snagu) predviđa povećanje datih iznosa na 50 miliona EUR, odnosno 35 miliona EUR.⁷⁰⁴ Međutim, relevantnost takvih iznosa za tržište Srbije je diskutabilna, imajući u vidu da su, u 2013. godini, samo tri osiguravajuća društva ostvarila premiju neživotnih osiguranja iznad navedenog praga, od čega su dva društva imala i prosečne merodavne štete iznad granične vrednosti. Dalje,

⁷⁰² Odluka o načinu utvrđivanja visine margine solventnosti. *Službeni glasnik RS*, br. 31/2005 i 21/2010, tačka 4.

⁷⁰³ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 121.

⁷⁰⁴ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 126.

premijski osnov je relativno uže definisan, jer ne uzima u obzir iznos zarađene premije, ukoliko je ona veća od polisirane, odnosno fakturisane premije. Takođe, u važećoj domaćoj regulativi nije prisutno uvećanje datih osnova obračuna u slučaju naglašeno rizičnih linija poslovanja. Korekcija premijskog osnova na ime efekata reosiguranja se vrši prema premijama koje, u poređenju sa štetama, nepreciznije odražavaju raspodelu rizika između osiguravača i reosiguravača.⁷⁰⁵ Ipak, novim zakonom o osiguranju se otklanjaju navedena odstupanja domaće u odnosu na trenutnu metodologiju izračunavanja margine solventnosti u zemljama EU. Takođe, novina koju ovaj zakon uvodi je odredba prema kojoj zahtevana margina solventnosti tekuće godine mora biti najmanje jednaka zahtevanoj margini prethodne godine, korigovanoj količnikom između rezervisanih šteta u samopridržaju na kraju tekuće i na kraju prethodne godine, čija vrednost ne može biti veća od 1.⁷⁰⁶

Treći kriterijum koji se, prema dosadašnjoj regulativi, koristi prilikom određivanja zahtevane margine solventnosti je propisani minimalni novčani deo osnovnog kapitala koji, kao uslov osnivanja i poslovanja osiguravača, mora biti trajno obezbeđen. Za neživotna osiguranja, njegova visina se kreće u rasponu od 1 milion EUR, u slučaju osiguranja od nezgode i dobrovoljnog zdravstvenog osiguranja, preko 2,5 miliona EUR, u slučaju kasko osiguranja motornih i šinskih vozila i obaveznog osiguranja od odgovornosti u saobraćaju, do 2 miliona EUR za ostale vrste neživotnih osiguranja, odnosno, do 4,5 miliona EUR za sve vrste neživotnih osiguranja, u dinarskoj protivvrednosti svakog od navedenih iznosa.⁷⁰⁷

U slučaju osiguranja života, rentnog, dopunskog zdravstvenog osiguranja uz osiguranje života, dobrovoljnog penzijskog i drugih vrsta životnih osiguranja, margina solventnosti se utvrđuje primenom indeksa 0,04 na iznos ukupne matematičke rezerve poslednjeg dana tekućeg obračunskog perioda. Dobijeni rezultat se množi koeficijentom u vidu količnika matematičke rezerve u samopridržaju i ukupne matematičke rezerve (čija vrednost ne može biti niža od 0,85) poslednjeg dana istog obračunskog perioda,⁷⁰⁸ i zatim poredi sa najnižim propisanim iznosom osnovnog kapitala osiguravača (koji se kreće u rasponu od 2 do 4

⁷⁰⁵ Mitrašević, M. (2010). *Aktuarska i finansijska analiza adekvatnosti kapitala kompanija za neživotna osiguranja*. Doktorska disertacija. Beograd: Ekonomski fakultet, str. 48.

⁷⁰⁶ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 126.

⁷⁰⁷ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 28.

⁷⁰⁸ Odluka o načinu utvrđivanja visine margine solventnosti. *Službeni glasnik RS*, br. 31/2005 i 21/2010, tačka 3.

miliona EUR u dinarskoj protivvrednosti).⁷⁰⁹ Veći od datih iznosa predstavlja zahtevanu marginu solventnosti za životna osiguranja.

Raspoloživa margina solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji, sa druge strane, odgovara ukupnoj aktivi, umanjenoj za nematerijalna ulaganja, aktivna vremenska razgraničenja, gubitak, obaveze (uključujući matematičku rezervu osiguranja života) i prenosne pozicije (prenosne premije i rezervisane štete).⁷¹⁰ Uspostavljanjem paralele sa regulativom EU, može se zaključiti da su u pitanju kategorije koje sačinjavaju raspoloživi kapital osiguravača koji se, u domaćoj regulativi, označava terminom garantna rezerva. Funkcija garantne rezerve ogleda se u obezbeđenju trajnog izvršavanja preuzetih obaveza prema osiguranicima. Detaljnija razrada elemenata dugoročnih izvora finansiranja kompanije obezbeđena je propisanom strukturom garantne rezerve:

Tabela 5.2. *Struktura raspoloživog kapitala osiguravajućih kompanija u Srbiji*

Zakon o osiguranju (2004), član 116.	Zakon o osiguranju (2014), član 124.
Osnovni kapital	Primarni kapital
+ Rezerve iz dobiti i rezerve utvrđene aktima društva (do 50%)	Uplaćeni osnovni kapital po osnovu običnih akcija
+ Neraspoređena dobit iz ranijih godina (do 50%)	+ Rezerve utvrđene aktima društva (osim rezervi povezanih sa preferencijalnim akcijama)
+ Neraspoređena dobit tekuće godine (do 50%, ali ne više od prosečne vrednosti neto dobiti ostvarene u poslednje tri godine, odnosno od 25% garantne rezerve)	+ Revalorizacione rezerve
+ Revalorizacione rezerve	+ Neraspoređena dobit iz ranijih godina
- Otkupljene sopstvene akcije	+ Neraspoređena dobit tekuće godine (do 50%)
- Gubitak iz ranijih godina	Dopunski kapital
- Gubitak iz tekuće godine	Uplaćeni osnovni kapital po osnovu preferencijalnih akcija
	+ Rezerve povezane sa preferencijalnim akcijama
	Odbitne stavke
	- Nematerijalna ulaganja
	- Otkupljene sopstvene akcije
	- Gubitak tekuće godine i nepokriveni gubici iz ranijih godina
	- Udeli (akcije) drugih društava za osiguranje

Izvor: Pripremljeno na osnovu izvora citiranih u tabeli.

Zbirno procentualno učešće rezervi iz dobiti, ostalih rezervi utvrđenih aktima društva i revalorizacionih rezervi u ukupnoj garantnoj rezervi ne može iznositi više od 20%.⁷¹¹ Novi zakon o osiguranju predviđa razuđeniju strukturu raspoloživog kapitala, u okviru koje se razlikuju primarni i dopunski kapital (čiji iznos, unutar garantne rezerve, ne može biti veći

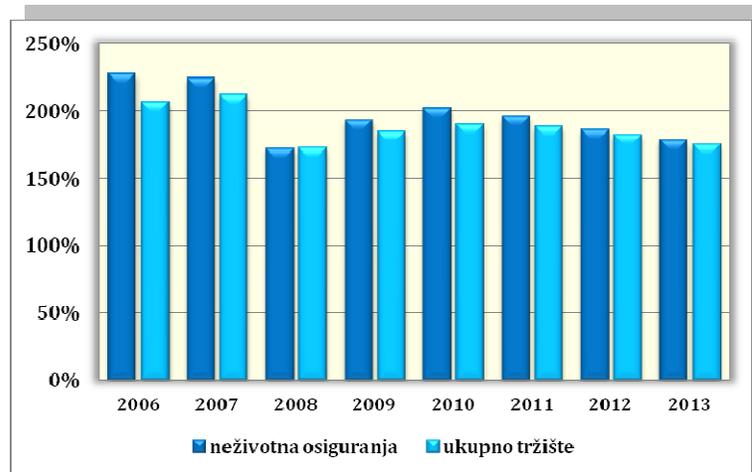
⁷⁰⁹ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 28.

⁷¹⁰ *Ibidem*, čl. 120.

⁷¹¹ *Ibidem*, čl. 116.

od 50% primarnog kapitala). Pri tome, neraspoređena dobit iz ranijih i tekuće godine, posmatrane zajedno, ne mogu iznositi više od 25% garantne rezerve.⁷¹²

Kako bi osiguravajuća kompanija bila solventna, njena garantna rezerva, u svakom trenutku, mora biti veća od izračunate zahtevane margine solventnosti.⁷¹³ U cilju dublje analize adekvatnosti kapitala za pokriće rizika osiguranja, za svih 17 društava koja su se bavila poslovima neživotnih osiguranja u Srbiji u 2013. godini izračunati su iznosi garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti, u skladu sa prethodno obrazloženom metodologijom. Utvrđeno je da je samo u slučaju dva društva zahtevana margina solventnosti bila determinisana premijskim indeksom, i u slučaju jednog društva indeksom šteta, dok je kod svih ostalih društava ona bila jednaka minimalnom garantnom fondu.⁷¹⁴ Racio garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti na nivou celokupnog sektora neživotnih osiguranja iznosio je 177,7% (videti tabelu 5.1), pri čemu kod dva osiguravajuća društva u 2013. godini nije zadovoljen zakonski zahtev prema kome bi vrednost datog racija trebalo da bude veća od 100%.



Grafikon 5.3. Odnos garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji (2006-2013.)

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

Posmatrano tokom perioda 2006-2013. godine, raspoloživi kapital neživotnih osiguravača u Srbiji je, u proseku, bio gotovo dvostruko veći od iznosa zahtevane margine solventnosti. Najniža vrednost odnosa dveju veličina u iznosu od 171% dostignuta je

⁷¹² Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 124.

⁷¹³ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 123.

⁷¹⁴ Navedeni rezultat može biti objašnjen relativno niskom prosečnom vrednošću racija šteta na domaćem tržištu neživotnih osiguranja (o čemu će biti više reči u nastavku rada), kao i visokim tržišnim učešćem mladih kompanija sa niskim obimom poslovne aktivnosti.

neposredno nakon nastupanja ekonomske krize u 2008. godini, da bi u nastavku perioda bio zabeležen njen oporavak. Ipak, zabrinjavajuća je činjenica da se prolongirano dejstvo krize manifestuje relativno sporijim rastom garantne rezerve u odnosu na zahtevanu marginu solventnosti društava i u 2012. i 2013. godini. Zabeleženi pad posmatranog pokazatelja može biti objašnjen prvenstveno pogoršanjem neto rezultata poslovanja (naročito na strani investicionih aktivnosti u uslovima nepovoljnih kretanja na finansijskom tržištu), koji se odražava na smanjenje kapitalne osnove društava. Grafikon 5.3 takođe upućuje na izraženiju sklonost neživotnih osiguravača u Srbiji ka držanju većeg od zahtevanog nivoa kapitala u poređenju sa tržištem osiguranja posmatranim u celini.

5.1.1.1. Nedostaci modela fiksnog koeficijenta na domaćem tržištu osiguranja

Pored opštih nedostataka svojstvenih modelu fiksnog koeficijenta, koji su detaljno obrazloženi u drugom delu rada, moguće je izdvojiti izvesne nelogičnosti koje karakterišu njegovu primenu na tržištu osiguranja Srbije. Naime, pri usvajanju datog modela, kao determinante zahtevane margine solventnosti osiguravača počev od 2005. godine, domaći zakonodavac se odlučio na direktno preuzimanje vrednosti premijskog i indeksa šteta koje su definisane evropskom regulativom, bez njihovog prethodnog prilagođavanja karakteristikama lokalnog tržišta osiguranja. Ovakav pristup se može smatrati posledicom neadekvatno vođene originalne statistike osiguranja, što je, na žalost, praksa koja je i do danas značajnim delom zadržana.⁷¹⁵ Kako su jedinstvene vrednosti parametara koji se koriste pri obračunu zahtevane margine solventnosti evropskih osiguravača zasnovane na podacima iz '50-ih godina prošlog veka, a zatim arbitrarno modifikovane, logično je pretpostaviti da je, u međuvremenu, ostvarena značajna promena vrednosti pokazatelja profitabilnosti poslovanja osiguravajućih kompanija, što potvrđuju rezultati empirijskih testiranja aktuelnosti datih vrednosti, koja su realizovana u pojedinim zemljama.⁷¹⁶ Krajem poslednje decenije XX veka je i na nivou same Evropske unije ispoljena ideja o potrebi za značajnim povećanjem premijskog indeksa i indeksa šteta u modelu fiksnog koeficijenta, na čak 36%, odnosno 52%, respektivno.⁷¹⁷ Imajući u vidu da podaci tržišta osiguranja Srbije nisu bili obuhvaćeni uzorkom na kome je sprovedeno inicijalno ocenjivanje parametara,

⁷¹⁵ Jovović, M. (2010). „Ograničenja modela fiksnog koeficijenta pri utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija“. *Ekonomska politika i razvoj*, Jovanović Gavrilović, B., Rakonjac Antić, T. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 215.

⁷¹⁶ De Wit, Kastelijan, *op. cit.*, Ramlau-Hansen, *op. cit.*, Sandström (2006), *op. cit.*, Dreassi, Miani, *op. cit.*

⁷¹⁷ Müller *et al.*, *op. cit.*, str. 21.

utoliko više postoji potreba za preispitivanjem adekvatnosti njihovih vrednosti u lokalnim uslovima.

U cilju ocene realne vrednosti premijskog indeksa na tržištu osiguranja Srbije, prikupljeni su relevantni godišnji podaci o fakturisanim i prenosnim premijama, rešenim štetama i troškovima njihove likvidacije, regresima, rezervama za štete i troškovima poslovanja neživotnih osiguravača. Kao izvor podataka korišćeni su javno dostupna baza podataka Narodne banke Srbije, kao organa nadzora za sektor osiguranja, i finansijski izveštaji osiguravača. Jedinice posmatranja u analizi su deset kompanija koje su kontinuirano obavljale poslove neživotnih osiguranja na odnosnom tržištu u periodu 2005-2013. godine,⁷¹⁸ čime je formiran uzorak od ukupno 90 opservacija za svaku od obuhvaćenih varijabli. Prema podacima iz 2013. godine, zbirno apsolutno tržišno učešće datih kompanija iznosi 87,4% u sektoru neživotnih osiguranja, usled čega se dati uzorak može smatrati reprezentativnim.

Analiza je sprovedena kroz simulaciju primene modela *Campagne-a* (1961), koji je detaljno obrazložen u trećem delu rada, na domaćem tržištu neživotnih osiguranja. Pri tome su racio šteta i racio troškova, kao osnovne istraživačke varijable, definisani na način koji se u određenoj meri razlikuje u odnosu na inicijalnu formulaciju tog modela, u cilju veće preciznosti i pouzdanosti rezultata analize. Prema uobičajenoj formi, racio šteta se, u analizi, posmatra u vidu količnika nastalih osiguranih šteta i zarađene premije osiguranja, dok je racio troškova jednak količniku troškova sprovođenja osiguranja i zarađene premije osiguranja, pri čemu su sve navedene veličine definisane na bruto osnovi. Ipak, usled njihove ograničene raspoloživosti, podaci su prethodno prilagođeni potrebama date analize. Naime, polovina obuhvaćenih jedinica posmatranja bavi se isključivo poslovima neživotnog osiguranja, dok preostalih pet predstavljaju kompozitna osiguravajuća društva, koja obavljaju kako poslove neživotnih, tako i životnih osiguranja. Kako je za kompozitna osiguravajuća društva poznat samo ukupan iznos troškova sprovođenja osiguranja, usvojena je pretpostavka o proporcionalnom učešću životnih i neživotnih poslova osiguranja datih društava u prihodima od premije i troškovima sprovođenja osiguranja, i na taj način aproksimiran deo troškova koji se odnosi samo na neživotna osiguranja. Na sličan način raspodeljeni su i njihovi troškovi rešavanja šteta i prihodi od regresa, u srazmeri sa

⁷¹⁸ Usled nedostajućih opservacija po pojedinim godinama, analizom nisu obuhvaćene one osiguravajuće kompanije koje su osnovane nakon 2005. godine, odnosno one koje su prestale sa radom pre 2013. godine.

odnosom poznatih iznosa likvidiranih šteta životnih i neživotnih osiguranja za data društva.⁷¹⁹

Na osnovu raspoloživog uzorka podataka, izračunata je prosečna vrednost racija troškova neživotnih osiguravača tokom obuhvaćenog perioda u iznosu od 0,416 (41,6%). Prosečna vrednost racija šteta određena je u iznosu od 0,463 (46,3%), dok je standardna devijacija datog racija 0,158. Shodno rezultatima *Kolmogorov-Smirnov* testa, nulta hipoteza, prema kojoj empirijski podaci o raciju šteta slede beta raspodelu, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 5.3).

Tabela 5.3. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele racija šteta

Test	Kolmogorov - Smirnov		
Obim uzorka	90		
Statistika testa	0,07875		
P-vrednost	0,60385		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,14117	0,15786	0,16938
Prihvatljivost H_0	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

Koristeći poznata svojstva beta raspodele, na osnovu metode momenata ocenjene su vrednosti njenih parametara: $\hat{\alpha} = 4,172$ i $\hat{\beta} = 4,834$, i izračunata vrednost pod rizikom raspodele racija šteta na nivou poverenja od 99,97% u iznosu od 0,916 (91,6%). Shodno dobijenim vrednostima istraživačkih varijabli, zahtevana margina solventnosti za pokriće rizika dovoljnosti premije osiguranja neživotnih osiguravača u Srbiji može biti, u procentualnom obliku, određena na sledeći način:

Tabela 5.4. Rezultati obračuna premijskog indeksa na tržištu osiguranja Srbije

Obračun	Pokazatelj	Vrednost (u %)
1	Bruto zarađena premija osiguranja	100
2	Prosečan racio troškova	41,6
3=1-2	Preostali iznos za isplatu šteta	58,4
4	Vrednost pod rizikom za racio šteta	91,6
5=4-3	Margina solventnosti (premijski indeks)	33,2

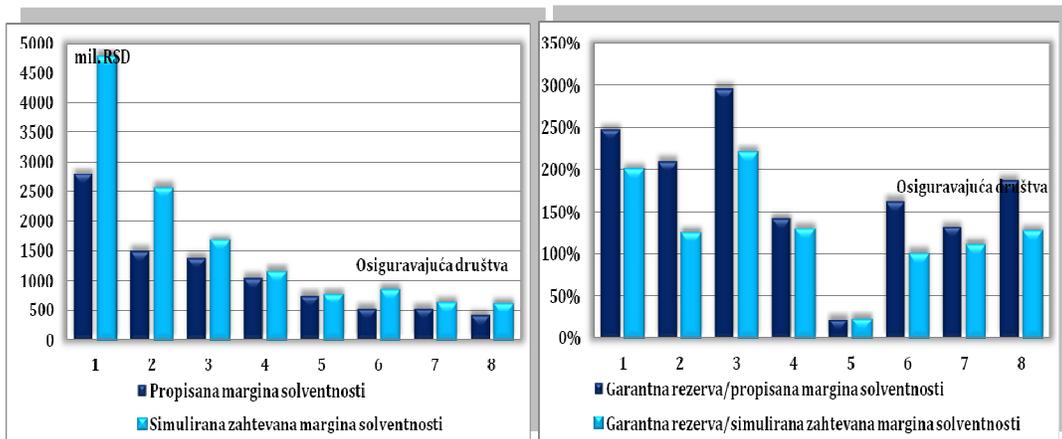
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

Rezultati sprovedene kalkulacije potvrđuju postojanje značajnog odstupanja između propisane i stvarno potrebne vrednosti premijskog indeksa na tržištu osiguranja Srbije, što je u skladu sa ranijim empirijskim istraživanjem, sprovedenim na manjem uzorku

⁷¹⁹ Jovović, Mitrašević, Kočović, *op. cit.*, str. 341.

podataka.⁷²⁰ Ako se, pri tome, ima u vidu da je, pored rizika premije, poslovanje osiguravača izloženo uticajima drugih rizika osiguranja, ali i finansijskih i operativnih rizika, može se smatrati da su zahtevi u pogledu iznosa sredstava za obezbeđenje solventnosti neživotnih osiguravača u Srbiji ispod realnog nivoa. Prethodna analiza stvarnog ponašanja neživotnih osiguravača na tržištu osiguranja Srbije, u pogledu odnosa zahtevanog i raspoloživog kapitala (videti grafikon 5.3), upravo potvrđuje zaključke koji proizilaze iz date kalkulacije. Ipak, poređenje iznosa dveju kategorija je diskutabilno u uslovima kada metodologija obračuna zahtevane margine solventnosti nije adekvatna i pouzdana.

Kako dobijeni rezultati upućuju na potcenjenost zahteva za kapitalom neživotnih osiguravača u Srbiji, od interesa je sprovesti simulaciju njihovog potencijalnog iznosa u slučaju primene ocenjenih, umesto propisanih, parametara modela fiksnog koeficijenta. Uvažavajući efekat obima portfelja osiguranja na predvidivost realizacija osiguranih rizika, za iznose premijskog prihoda iznad 10 miliona EUR ocenjena vrednost premijskog indeksa (od 33,2%) je smanjena u srazmeri sa odnosom propisanih indeksa (od 18% i 16%), čime je dobijena vrednost od 29,5%. Ukoliko bi model fiksnog koeficijenta bio primenjen sa inoviranim vrednostima premijskog indeksa, od ukupno 17 društava koja su se bavila poslovima neživotnih osiguranja u 2013. godini, pet društava bi prešlo sa minimalnog garantnog fonda, i jedno društvo sa indeksa šteta, na premijski indeks kao odrednicu zahtevane margine solventnosti. Garantna rezerva bi bila manja od izračunate margine solventnosti u slučaju tri osiguravajuća društva, dok bi vrednost količnika dveju veličina, na nivou sektora, bila smanjena na 158,1%.



Grafikon 5.4. Izabrani pokazatelji osiguravajućih društava sa identifikovanom potcenjenošću zahtevane margine solventnosti

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

⁷²⁰ Jovović (2012), *op. cit.*, str. 252.

Sa aspekta zaštite interesa osiguranika, zabrinjavajuće je da osam društava, čija bi zahtevana margina solventnosti bila povećana u slučaju primene izračunatih vrednosti premijskog indeksa, beleži preovlađujuće učešće u premijskom prihodu sektora (od čak 90,4% u 2013. godini). Dakle, zaključak o prosečnom odnosu raspoloživog i zahtevanog kapitala na domaćem tržištu neživotnih osiguranja bi bio znatno manje optimističan da je za izračunavanje zahtevane margine solventnosti bio korišćen onaj premijski indeks koji odgovara realnoj tržišnoj situaciji (videti grafikon 5.4).

Drugo uočeno nelogično rešenje u domaćoj regulativi i praksi osiguranja odnosi se na mehanizam kontrole održanja solventnosti kompanija koje posluju u Srbiji, koji je nepotpun u poređenju sa standardima zemalja koje prednjače u pogledu razvijenosti osiguranja. Naime, u slučaju da garantna rezerva ne dostiže nivo zahtevane margine solventnosti, osiguravajuća kompanija ima obavezu da u roku od 30 dana od dana utvrđivanja njihove neusklađenosti formuliše i podnese Narodnoj banci Srbije odgovarajući program mera za usklađivanje.⁷²¹ Dakle, zakonodavac ne propisuje druge konkretne mere i aktivnosti koje bi osiguravajuća kompanija, odnosno, nadzorni organ, trebalo da preduzmu u slučaju da raspoloživi kapital ne dostiže minimalni propisani nivo. Iako je predviđena mogućnost da NBS, na bazi sopstvene ocene o nedovoljnosti sredstava društva za zaštitu interesa osiguranika, preuzme kontrolu nad njegovim poslovanjem,⁷²² nije eksplicitno definisano pri kom nivou odnosa garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti bi ova mogućnost trebalo da bude korišćena.⁷²³ Navedenim subjektivnim pristupom se potencijalno ugrožava ne samo doprinos funkcije nadzora predupređenju problema nesolventnosti, već i konzistentnost i ravnopravnost njenog odnosa prema svim učesnicima na tržištu osiguranja. Novi zakon o osiguranju odražava strožiji pristup zakonodavca, u vidu skraćivanja roka za podnošenje programa mera za obezbeđenje ispunjenja adekvatnosti kapitala na 8 dana (koji mora biti realizovan u roku od 3 meseca), pri čemu NBS može zahtevati izmene ili dopune tog programa, kao i dostavljanje dugoročnog plana finansijske konsolidacije društva.⁷²⁴ Način sankcionisanja nesolventnosti društva je preciznije definisan. Naime, uvodi se mogućnost da NBS oduzme dozvolu za rad ukoliko društvo nije usvojilo,

⁷²¹ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 124.

⁷²² *Ibidem*, čl. 166.

⁷²³ Zakon takođe predviđa i mogućnost da NBS oduzme dozvolu za obavljanje poslova osiguranja društvu koje, prema njenom nalazu, ili izveštaju ovlašćenog aktuara, odnosno, ovlašćenog revizora, nije solventno (Zakon o osiguranju (2004), član 174).

⁷²⁴ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 130.

ili nije sprovelo, program mera za usklađivanje garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti, tj. ukoliko ne ispuni uslove u pogledu adekvatnosti kapitala u roku od 3 meseca od dana utvrđivanja njihove neispunjenosti.⁷²⁵ Potrebno je da, odgovarajućom podzakonskom regulativom, budu bliže definisani način i dinamika procene ispunjenosti uslova u pogledu adekvatnosti kapitala, da bi predstojeći mehanizam kontrole solventnosti osiguravača bio potpuniji.

Takođe, za razliku od regulative solventnosti osiguravača u EU, važeća domaća regulativa poznaje samo koncept apsolutnog, ali ne i relativnog garantnog fonda, kao dodatnog kontrolnog nivoa u procesu praćenja solventnosti osiguravača. Takav, naglašeno fleksibilan pristup, pre odgovara režimu solventnosti zasnovanom na principima, poput koncepta Solventnost II, koji nije prisutan u našoj zemlji. Druge zemlje, koje takođe koriste model utvrđivanja solventnosti koji je zasnovan na pravilima, kao što su, na primer, SAD i Japan, ustanovljavaju striktno, višestapne mehanizme delovanja, u cilju blagovremenog sprečavanja i uklanjanja uzroka nesolventnosti osiguravača. U te svrhe, definiše se veći broj nivoa kontrole solventnosti, kojima je svojstven različit stepen angažovanja regulatornih organa i samih osiguravača, i koji se aktiviraju ne samo onda kada je raspoloživi kapital ispod, već prema utvrđenim etapama, i kada je iznad propisanog nivoa.⁷²⁶ Imajući u vidu značaj adekvatne nadzorne funkcije u oblasti obezbeđenja solventnosti osiguravača, novim zakonom o osiguranju uvodi se garantni kapital, kao deo garantne rezerve kojim se pokriva najmanje jedna trećina izračunate zahtevane margine solventnosti. Pri tome, garantni kapital ne može biti manji od minimalnog propisanog novčanog iznosa osnovnog kapitala društva koji iznosi 2,2 miliona EUR za pojedine vrste neživotnih osiguranja, izuzev osiguranja od odgovornosti i osiguranja kredita i jemstva, odnosno 3,2 miliona EUR u slučaju bavljenja navedenim ili svim vrstama neživotnih osiguranja, u dinarskoj protivvrednosti.⁷²⁷ Anticipirano sniženje najmanjeg dozvoljenog iznosa osnovnog kapitala društva koje se bavi poslovima neživotnih osiguranja za gotovo jednu trećinu u poređenju sa dosadašnjim zakonskim propisom je povoljno sa aspekta olakšanja ulaska novih učesnika na domaće tržište osiguranja. Ipak, njime se, potencijalno, umanjuje raspoloživi finansijski kapacitet tržišta, budući da upravo minimalni garantni fond determiniše zahtevanu marginu solventnosti većine društava na njemu. Da je solventost osiguravajućih društava u 2013. ocenjena prema odredbama novog zakona, odnos garantne rezerve i zahtevane margine

⁷²⁵ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14, čl. 214.

⁷²⁶ Jovović (2010), *op. cit.*, str. 216.

⁷²⁷ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, čl. 128. i 27.

solventnosti u oblasti neživotnih osiguranja iznosio bi čak 210,4%.⁷²⁸ Budući da nivo rizičnosti njihovog poslovanja nije promenjen, dobijena ocena stvara privid poboljšanja finansijskog položaja osiguravača i kao takva nije pouzdana, naročito ako se ima u vidu dokazana potcenjenost parametara modela fiksnog koeficijenta.

5.2. METODOLOGIJA ISTRAŽIVANJA

U nastavku rada će biti sprovedena praktična ilustracija prethodno postavljenog teorijsko-metodološkog okvira za merenje rizika neživotnih osiguranja, na primeru konkretne osiguravajuće kompanije. Cilj istraživanja je da se odredi adekvatni iznos kapitala koji je potreban za pokriće rizika dovoljnosti premije i rezervi za štete kojima je osiguravač izložen. Kroz istraživačku metodu studije slučaja (engl. *case study*) će biti ispitani efekti različitih metoda rezervisanja, merenja rizika i njihove međusobne zavisnosti na zahtevani kapital za pokriće rizika osiguranja, uz poseban akcenat na suprostavljenosti statičkog i dinamičkog pristupa, kao i na suprostavljenosti jednogodišnjeg i dugoročnog aspekta posmatranja istog problema.

Polazište istraživanja je odgovarajuća racio analiza, tj. obračun relevantnih pokazatelja izloženosti posmatranog osiguravača rizicima neživotnih osiguranja. Kapitalni zahtev za pokriće ovih rizika će biti obračunat najpre kroz simulaciju primene standardnog pristupa koncepta Solventnost II, a zatim definisanog parcijalnog internog modela. U svrhe preciznijeg merenja rizika premije, biće korišćena metoda simulacija raspodele agregatnog iznosa šteta i test adekvatnosti prenosne premije. Osnov modeliranja rizika rezervi za štete su odgovarajuće stohastičke metode rezervisanja, koje omogućuju izračunavanje srednje kvadratne greške predviđanja rezervi u jednogodišnjem i višegodišnjem vremenskom horizontu (*Mack*-ova metoda, pristup *Merz*-a i *Wüthrich*-a i tehnika *bootstrapping*-a). Takođe će biti primenjene metode ekstrapolacije repnog faktora na bazi odgovarajućeg teorijskog oblika krive i aktuarski test adekvatnosti rezervi za štete. Kriva prinosa, koja može biti korišćena pri diskontovanju rezervi za štete na domaćem tržištu osiguranja, će biti determinisana primenom *Smith-Wilson* metode i metode linearne ekstrapolacije, pri čemu će nedostajući podaci biti nadomešteni linearnom interpolacijom i tehnikom *bootstrapping*-a. Kroz analizu senzitiviteta će biti sagledan efekat različitih pretpostavki u pogledu međusobnog odnosa poslovnih linija neživotnih osiguranja, odnosno međusobnog odnosa

⁷²⁸ Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>) i Agencije za privredne registre (<http://www.apr.gov.rs>).

rizika premije i rizika rezervi, na visinu zahtevanog kapitala za pokriće tih rizika. Metode statističkog zaključivanja, prvenstveno metode tačkastog i intervalnog ocenjivanja vrednosti parametara, statističkog testiranja hipoteza, kao i metode VaR analize će obezbediti odgovarajuću osnovu za diskusiju dobijenih rezultata istraživanja i generalizaciju zaključaka. Prilikom sprovođenja istraživanja, biće korišćeni softverski programi R^{729} i *EasyFit*.

Osnovni izvor podataka u istraživanju su finansijski izveštaji i interne baze podataka o polisama osiguranja i štetama samog osiguravača, koji potiču iz vremenskog perioda 2009-2013. godine.⁷³⁰ Iz razloga ograničene raspoloživosti podataka, ali i očuvanja njihove poverljivosti, istraživanjem je obuhvaćen samo deo ukupnog portfelja osiguravača. Svi korišćeni podaci se odnose na jednogodišnje polise osiguranja, kao i višegodišnje polise osiguranja sa jednogodišnjim obračunom premije u okviru posmatranih linija poslovanja. Realni podaci su skalirani proizvoljno izabranom konstantom. Istovremeno je obezbeđena eksterna validnost istraživanja, u smislu mogućnosti ponovne primene istog metodološkog postupka na drugim relevantnim slučajevima. Dopunski izvor podataka su javno dostupni tromesečni i godišnji izveštaji Narodne banke Srbije o poslovanju društava za osiguranje i poslovima nadzora nad obavljanjem delatnosti osiguranja.⁷³¹

5.2.1. Opis studije slučaja

Predmet studije slučaja je osiguravajuća kompanija koja se bavi poslovima neživotnih osiguranja u Srbiji. Osiguravajući portfelj kompanije sačinjavaju dve linije poslovanja: osiguranje od odgovornosti zbog upotrebe motornih vozila (osiguranje od autoodgovornosti), kao linija sa dugim repom, i osiguranje motornih vozila (kasko osiguranje), kao linija poslovanja sa kratkim repom. Uvid u podatke o štetama kompanije upućuje na relativno sporiji obrazac rešavanja šteta u prvoj liniji poslovanja, koji se može objasniti visokim učešćem sudskih šteta, kao i šteta na licima (koje nisu prisutne u slučaju kasko osiguranja), čiji se efekti ispoljavaju i procenjuju u dužem vremenskom periodu.⁷³² Učešće osiguranja od autoodgovornosti u ukupnom premijском prihodu kompanije u

⁷²⁹ Šire videti u: Kaas *et al.*, *op. cit.* i Dutang, C., Goulet, V., Pigeon, M. (2008). „actuar: An R Package for Actuarial Science“. *Journal of Statistical Software*, 25(7), str. 1-37.

⁷³⁰ Izuzetno su, u slučaju osiguranja od odgovornosti zbog upotrebe motornih vozila, dostupni (i u istraživanju korišćeni) podaci o štetama tokom vremenskog perioda 2004-2013. godine.

⁷³¹ Pomenuti izveštaji su dostupni na Internet stranici Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>), počev od četvrtog kvartala 2004. godine.

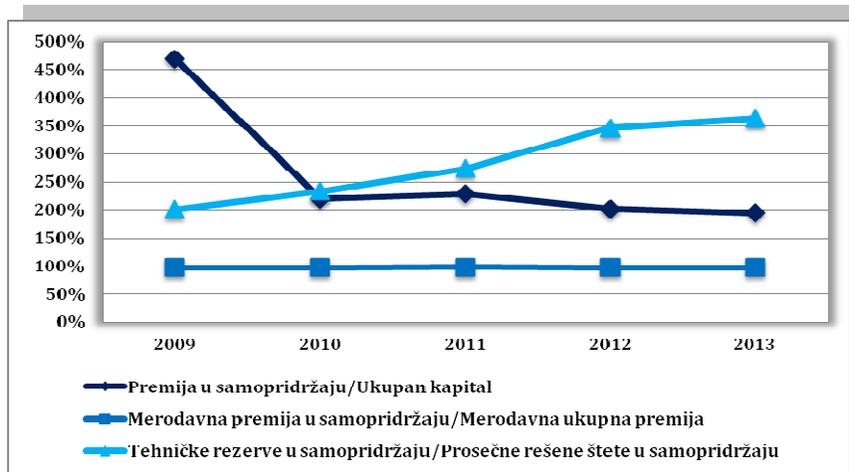
⁷³² Na primer, u ukupnom broju rešenih šteta po posmatranim polisama u osiguranju od autoodgovornosti tokom 2013. godine, štete na licima učestvuju sa 26,6%, a 15,8% šteta se odnosi na sudske štete. Učešće sudskih šteta u ukupnom broju rešenih šteta u kasko osiguranju tokom iste godine je svega 1,9%.

2013. godini je 81,0%, dok se preostalih 19,0% odnosi na kasko osiguranje motornih vozila. U obema linijama poslovanja, kompanija primenjuje neproporcionalno reosiguranje viška štete iznad samopridržaja.

Tabela 5.5. *Pokazatelji izloženosti osiguravajuće kompanije rizicima osiguranja (2009-2013.)*

Pokazatelj	Vrednost u 2013. godini	Prosečna vrednost (2009-2013)	Prosečna godišnja stopa rasta (2009-2013)
Premija u samopridržaju/Ukupan kapital	194,9%	263,3%	-16,6%
Merodavna premija u samopridržaju/Merodavna ukupna premija	97,8%	98,1%	0,04%
Tehničke rezerve u samopridržaju/Prosečne rešene štete u samopridržaju u poslednje 3 godine	363,7%	284,0%	16,19%

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.5. *Kretanje pokazatelja izloženosti osiguravajuće kompanije rizicima osiguranja (2006-2013.)*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

U 2013. godini, osiguravajuća kompanija ostvaruje vrednost racija premije u samopridržaju i ukupnog kapitala od 194,9% (videti tabelu 5.5), što je na nivou proseka za sektor neživotnih osiguranja u Srbiji (videti tabelu 5.1). Iako je vrednost datog pokazatelja na početku posmatranog perioda bila izuzetno visoka (usled zabeleženog negativnog rezultata poslovanja u 2009. godini), njen opadajući trend (kao rezultat relativno bržeg rasta kapitala u odnosu na zadržane premije) ukazuje na poboljšanje adekvatnosti kapitala tokom vremena. Relativno visoka (i u toku vremena stabilna) vrednost racija merodavne premije u samopridržaju i merodavne ukupne premije od 97,8% u 2013. godini pokazuje da posmatrana kompanija zadržava dominantan deo preuzetih rizika u sopstvenom pokriću. U takvoj situaciji, prisustvo rizika reosiguranja je minimizirano, dok aktuarski rizici

dovoljnosti premije i rezervi za štete imaju ključni značaj sa aspekta očuvanja i ocene solventnosti. Ipak, činjenica da tehničke rezerve kompanije u samopridržaju na kraju 2013. godine više nego trostruko prevazilaze prosečan iznos rešenih šteta u samopridržaju tokom prethodne tri godine predstavlja prvu indiciju njihove adekvatnosti. Tokom vremenskog perioda 2009-2013. godine, dati pokazatelj beleži rast vrednosti u slučaju posmatrane kompanije (prvenstveno usled ubrzanog rasta rezervisanih šteta), nasuprot sektoru neživotnih osiguranja posmatranom u celini, u kome je prisutan suprotan trend (videti grafikone 5.1 i 5.5). Inicijalna provera dovoljnosti premije osiguranja, sa druge strane, može biti sprovedena kroz obračun pokazatelja profitabilnosti poslova osiguranja, po svakoj od poslovnih linija ponaosob.

Tabela 5.6. *Pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja kompanije (2009-2013.)*

Linija poslovanja	Pokazatelj	Vrednost u 2013. godini		Prosečna vrednost (2009-2013)		Prosečna godišnja stopa rasta (2009-2013)	
		bruto	neto	bruto	neto	bruto	neto
Auto-odgovornost	Racio šteta	38,5%	38,6%	51,7%	49,3%	-10,6%	-6,9%
	Racio troškova	49,4%	50,7%	49,0%	48,2%	-1,1%	0,2%
	Kombinovani racio	87,9%	89,3%	100,7%	97,5%	-6,8%	-4,0%
Kasko osiguranje	Racio šteta	47,3%	48,1%	54,0%	54,8%	-3,2%	-3,1%
	Racio troškova	36,7%	37,3%	43,4%	42,4%	0,5%	1,7%
	Kombinovani racio	84,0%	85,4%	97,4%	97,2%	-1,9%	-1,4%

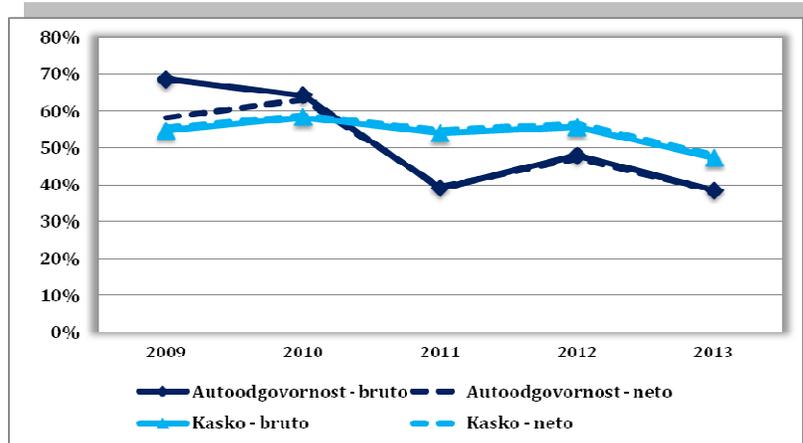
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Prema podacima iz 2013. godine, poslovi osiguranja kompanije mogu se označiti profitabilnim, kako u domenu osiguranja od autoodgovornosti (gde je ostvarena vrednost kombinovanog racija od 87,9%, odnosno 89,3% kada se uvažavaju efekti reosiguranja), tako i u domenu kasko osiguranja (gde isti pokazatelj iznosi 84,0% na bruto, odnosno 85,4% na neto osnovi). Ipak, potpuniji zaključci mogu biti dobijeni uvidom u strukturu datog pokazatelja. Iako je vrednost bruto racija šteta u osiguranju od autoodgovornosti u 2013. godini (38,5%) približno na nivou tržišnog proseka za datu liniju poslovanja (oko 41,3%),⁷³³ usled izraženih oscilacija ovog pokazatelja u toku vremena, na osnovu raspoloživih podataka nije moguće predvideti smer njegovog kretanja u budućnosti.⁷³⁴ Vrednost istog

⁷³³ Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

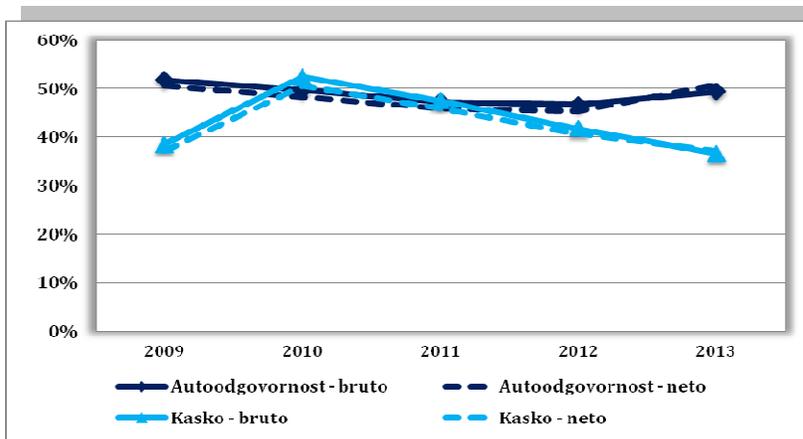
⁷³⁴ Na primer, pad vrednosti racija šteta u osiguranju od autoodgovornosti u 2013. u odnosu na 2012. godinu se, pored blagog smanjenja rešenih šteta (od 3,9%) objašnjava i neznatnim smanjenjem merodavne premije (za 0,7%), ali i drastičnim povećanjem naplaćenih regresa u istoj liniji poslovanja (za čak 138,3%), koje nije uobičajeno i odstupa od prosečne godišnje stope rasta iste veličine tokom prethodnog perioda (-20,3% tokom 2009-2012. godine).

pokazatelja u kasko osiguranju je na relativno većem nivou (47,3% u 2013. godini), ali znatno povoljnijem od tržišnog proseka (oko 65,4%)⁷³⁵ i sa stabilnom, blago opadajućom tendencijom tokom vremena (videti grafikon 5.6).



Grafikon 5.6. Trend kretanja racija šteta osiguravajuće kompanije po linijama poslovanja (2009-2013.)

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.7. Trend kretanja racija troškova osiguravajuće kompanije po linijama poslovanja (2009-2013.)

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Racio troškova kompanije, sa druge strane, dostiže relativno veću vrednost u osiguranju od autoodgovornosti (49,4%) u odnosu na kasko osiguranje (36,7%) u 2013. godini. Indikativan je podatak da su, u istoj godini, troškovi sprovođenja osiguranja od autoodgovornosti 2,4 puta veći od režijskog dodatka koji je namenjen njihovom pokriću, dok isti odnos u kasko osiguranju iznosi svega 1,3. Pri tome je bitno različit obrazac kretanja ovog pokazatelja tokom vremena u dvema linijama poslovanja. Naime, dok se učešće troškova sprovođenja osiguranja u merodavnoj premiji osiguranja od autoodgovornosti povećava, kompanija beleži pad vrednosti istog pokazatelja u kasko

⁷³⁵ Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

osiguranju, počev od 2010. godine (videti grafikom 5.7). Sprovedena racio analiza upućuje na moguću ugroženost dovoljnosti premije osiguranja od autoodgovornosti visokim troškovima poslovanja u budućnosti, ali i sugeriše potrebu za preciznijim pristupom merenju kako rizika premije, tako i rizika rezervi za štete, u cilju određivanja adekvatnog solventnosnog kapitalnog zahteva kompanije.

5.2.2. Simulacija primene koncepta Solventnost II za merenje rizika osiguranja na primeru konkretne osiguravajuće kompanije

Polazište primene standardnog pristupa koncepta Solventnost II pri modeliranju rizika neživotnih osiguranja su mere volumena, kojima se prezentuje izloženost svakom od tih rizika po pojedinim linijama poslovanja. Kao što je obrazloženo u prethodnom delu rada, odgovarajuća mera izloženosti riziku premije je veći od iznosa merodavne premije u samopridržaju prethodne godine, ili njene ocenjene vrednosti za narednu godinu, uvećan za sadašnju vrednost premija u samopridržaju po postojećim i ugovorima za koje se očekuje da će biti zaključeni u narednoj godini, a koje će biti zarađene nakon isteka naredne godine (videti obrazac 4.18). Uvažavajući blago opadajući trend merodavne premije u samopridržaju posmatrane kompanije⁷³⁶ (videti tabele 5.7 i 5.8) i činjenicu da su istraživanjem obuhvaćeni samo ugovori sa godišnjim obračunom premije, merodavna premija u samopridržaju koja je ostvarena u 2013. godini može poslužiti kao odgovarajuća aproksimacija izloženosti riziku dovoljnosti premije u narednoj godini.

Određivanje najbolje procene rezervisanih šteta u samopridržaju, kao mere volumena za rizik rezervi, je relativno zahtevnije, imajući u vidu da se rezerve za štete osiguravajućih kompanija koje posluju u Srbiji iskazuju po nominalnoj vrednosti, i da ne postoji definisana kriva bezrizičnih kamatnih stopa koja bi mogla biti korišćena u svrhe njihovog diskontovanja. Stoga je potrebno, najpre, aproksimirati datu krivu prinosa, pridržavajući se prethodno razmotrene preporučene metodologije i principa standardnog pristupa koncepta Solventnost II.⁷³⁷ Osnov izvođenja spot stopa na domaćem tržištu su stope prinosa raspoloživih državnih obveznica denominovanih u dinarima.

⁷³⁶ Merodavna premija u samopridržaju kompanije je, u 2013. godini, manja u poređenju sa 2012. godinom za 1,2% u osiguranju od autoodgovornosti i za 9,2% u kasko osiguranju. Prosečna godišnja stopa rasta ove premije tokom perioda 2009-2013. godine u dvema linijama poslovanja je iznosila -5,5%, odnosno -10,4%, respektivno.

⁷³⁷ Šire videti u: CEIOPS (2010d), *op. cit.*, str. 4-17.; CEIOPS (2010e), *op. cit.* i EU Commission (2010a), *op. cit.*, str. 20-23.

Tabela 5.7. Obračun iznosa merodavne premije i merodavne premije u samopridržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija reosiguranja	Premija u samopridržaju	Prenosna premija na početku godine	Prenosna premija na kraju godine	Merodavna ukupna premija	Prenosna premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna premija u samopridržaju na kraju godine	Merodavna premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3=1-2	4	5	6=1+4-5	7	8	9=3+7-8
2009	1.336.481.466	33.145.780	1.303.335.686	675.897.056	634.837.828	1.377.540.694	675.897.057	634.837.829	1.344.394.914
2010	1.075.882.232	24.310.691	1.051.571.540	634.837.828	532.358.320	1.178.361.741	634.837.829	532.358.320	1.154.051.049
2011	1.044.967.111	16.950.608	1.028.016.502	532.358.320	520.173.074	1.057.152.356	532.358.320	520.173.075	1.040.201.748
2012	1.090.862.370	19.339.954	1.071.522.415	520.173.074	519.896.851	1.091.138.594	520.173.075	519.896.851	1.071.798.639
2013	1.118.079.670	24.520.104	1.093.559.566	519.896.851	554.738.000	1.083.238.520	519.896.851	554.738.000	1.058.718.416

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.8. Obračun iznosa merodavne premije i merodavne premije u samopridržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija reosiguranja	Premija u samopridržaju	Prenosna premija na početku godine	Prenosna premija na kraju godine	Merodavna ukupna premija	Prenosna premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna premija u samopridržaju na kraju godine	Merodavna premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3=1-2	4	5	6=1+4-5	7	8	9=3+7-8
2009	338.511.613	5.849.725	332.661.888	319.780.138	179.272.304	479.019.447	319.780.134	179.272.302	473.169.720
2010	297.526.707	3.710.405	293.816.302	179.272.304	176.783.099	300.015.912	179.272.302	176.783.097	296.305.507
2011	317.350.912	4.739.941	312.610.971	176.783.099	185.454.961	308.679.051	176.783.097	185.454.958	303.939.110
2012	292.187.771	6.640.186	285.547.585	18.545.4961	160.187.835	317.454.897	185.454.958	160.187.832	310.814.711
2013	262.240.020	4.710.060	257.529.960	160.187.835	135.617.243	286.810.612	160.187.832	135.617.241	282.100.551

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Na osnovu poznatih podataka o stopama prinosa državnih zapisa, emitovanih sa rokovima dospeća od jedne godine (preciznije 53 nedelje) i državnih obveznica sa rokovima dospeća od dve, tri, pet i sedam godina, primenom linearne interpolacije mogu biti aproksimirane nedostajuće stope prinosa do dospeća (prema obrascu 4.3). Spot stopa za jednogodišnju obveznicu jednaka je njenoj godišnjoj stopi prinosa do dospeća, pošto je reč o beskuponskom instrumentu. Kako su preostale obveznice kuponskog tipa, potrebno je „transformisati“ njihove stope prinosa do dospeća u odgovarajuće beskuponske (spot) stope.

Kriva teorijskih bezrizičnih spot stopa može biti formirana primenom tzv. *bootstrapping* tehnike. Teorijske spot stope se određuju na osnovu jednakosti sadašnje vrednosti novčanih tokova najskorije emitovane državne obveznice, dobijene primenom njenog prinosa do dospeća, sa jedne, i primenom spot stopa koje odgovaraju trenutku isplate svakog pojedinačnog novčanog toka, sa druge strane.⁷³⁸ Za proizvoljnu obveznicu koja obezbeđuje godišnju kamatu, teorijska spot stopa na godišnjem nivou $p_t, t=1,2,\dots,n$ se, primenom *bootstrapping* tehnike, dobija iz obrasca:

$$\frac{C}{1+y} + \frac{C}{(1+y)^2} + \dots + \frac{C}{(1+y)^n} + \frac{FV}{(1+y)^n} = \frac{C}{1+p_1} + \frac{C}{(1+p_2)^2} + \dots + \frac{C}{(1+p_n)^n} + \frac{FV}{(1+p_n)^n} \quad (5.1)$$

gde su:

- FV - nominalna vrednost obveznice,
- C - godišnja kamata (kupon) koju obveznica obezbeđuje,
- y - stopa prinosa do dospeća obveznice,
- n - broj godina do dospeća obveznice.

Sledeći smernice CRO Forum-a (2010), dobijene spot stope mogu biti umanjene za 10 bazičnih poena, u cilju uvažavanja dugoročnog kreditnog rizika (videti tabelu 5.9). S obzirom na visoke stope inflacije koje su zabeležene u pojedinim godinama u prošlosti, u skladu sa tehničkim specifikacijama poslednje studije kvantitativnog uticaja (QIS5), konačna forvard stopa za Srbiju može biti definisana u iznosu od 5,2% godišnje. Na grafikonu 5.8 su prikazane krive spot stopa koje su izvedene primenom *Smith-Wilson*-ove, odnosno metode linearne ekstrapolacije. Vrednost parametra α , kojim se, u okviru prve metode, opisuje brzina konvergencije raspoloživih ka konačnoj forvard stopi je 0,1, dok

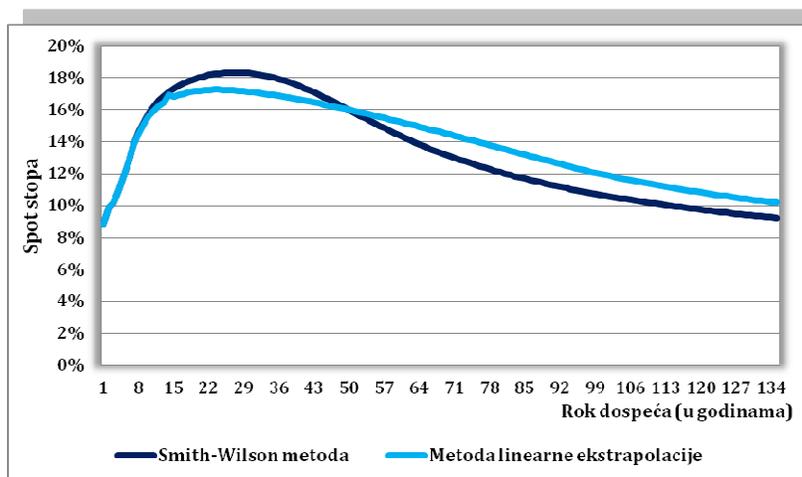
⁷³⁸ Šire videti u: Kočović, J., Jovović, M., Džaković, I. (2011). „Finansijsko - matematičke osnove vrednovanja dugoročnih obveznica“. *XXXVIII Simpozijum o operacionim istraživanjima*, Zbornik radova, Vuleta, J., Backović, M., Popović, Z. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 785-788.

parametar T_2 u drugoj metodi ekstrapolacije, kao rok od kog počinje da važi konačna forward stopa, iznosi 90 godina.

Tabela 5.9. *Stope prinosa hartija od vrednosti Republike Srbije*

Rok dospeća (u godinama)	Godišnja stopa prinosa do dospeća	Godišnja spot stopa	Korigovana godišnja spot stopa
1	8,89%	8,8900%	8,8800%
2	10,09%	10,1508%	10,1408%
3	10,18%	10,2300%	10,2200%
4	11,035%	11,2158%	11,1158%
5	11,89%	12,2444%	12,2344%
6	12,44%	12,9231%	12,9131%
7	12,99%	13,6528%	13,6428%

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu Uprava za javni dug (2013). *Mesečni izveštaj - decembar 2013*. Br. 21, Beograd: Ministarstvo finansija Republike Srbije - Uprava za javni dug, str. 9-10.



Grafikon 5.8. *Ekstrapolirana kriva bezrizičnih kamatnih stopa u Srbiji*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu Uprava za javni dug (2013). *Mesečni izveštaj - decembar 2013*. Br. 21, Beograd: Ministarstvo finansija Republike Srbije - Uprava za javni dug, str. 9-10.

Rezerve za štete kompanije se ocenjuju primenom *chain ladder* metode rezervisanja. Podaci o isplaćenim štetama u osiguranju od autoodgovornosti, koji se odnose na vremenski period 2004-2013. godine, su razvrstani prema jednogodišnjim periodima nastanka i razvoja šteta. U slučaju kasko osiguranja, sa druge strane, dostupni su podaci o isplatama šteta iz kraćeg intervala vremena od 2009-2013. godine, zbog čega su polugodišta uzeta za periode njihovog razvrstavanja (videti tabele 5.10 i 5.11). Agregiranjem raspoloživih podataka o inkrementalnim isplaćenim iznosima šteta po periodima njihovog razvoja u dvema linijama poslovanja kompanije, formirani su trouglovi razvoja kumulativnih isplata šteta, na osnovu kojih se, primenom obrazaca 3.32 i 3.35, ocenjuju faktori razvoja i buduće isplate šteta (videti tabele 5.12 i 5.14).

Tabela 5.10. *Raspoloživi trougao razvoja inkrementalnih isplata šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)*

Period nastanka	Period razvoja									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2004	130.474.791	78.953.175	34.254.050	64.317.026	60.246.319	73.343.558	5.962.133	5.488.330	10.002.649	4.760.266
2005	127.037.441	107.026.081	84.788.987	57.106.454	72.850.680	24.926.458	17.360.242	224.640	13.844.450	
2006	148.764.371	162.595.991	99.602.986	123.803.055	22.928.143	22.689.225	27.737.111	9.039.060		
2007	237.738.377	229.465.503	73.680.016	50.647.090	51.352.070	55.084.745	20.254.487			
2008	268.832.921	173.714.011	88.464.524	46.599.064	39.898.058	9.920.558				
2009	251.773.124	117.018.038	99.735.253	36.098.201	27.797.481					
2010	138.382.072	81.633.859	49.977.617	58.730.868						
2011	126.523.886	104.227.825	15.271.668							
2012	132.319.485	92.986.771								
2013	166.537.663									

Izvor: Pripremljeno na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.11. *Raspoloživi trougao razvoja inkrementalnih isplata šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)*

Period nastanka	Period razvoja									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Jan-jun 2009	53.110.195	42.610.984	3.813.154	533.495	36.900	22.680	18.180	0	0	0
Jul-dec 2009	67.176.067	36.749.025	11.372.940	1.179.941	38.056	0	1.243.726	0	0	
Jan-jun 2010	32.883.919	25.233.476	4.653.704	108.097	0	0	0	0		
Jul-dec 2010	38.530.663	29.893.475	1.098.022	548.856	1.663.223	0	0			
Jan-jun 2011	25.846.306	19.465.738	1.461.470	2.031.856	0	124.324				
Jul-dec 2011	43.287.890	25.292.579	4.278.055	1.452.614	55.350					
Jan-jun 2012	62.027.120	26.902.854	787.133	535.196						
Jul-dec 2012	56.633.852	27.255.456	608.742							
Jan-jun 2013	34.870.932	20.501.120								
Jul-dec 2013	53.822.452									

Izvor: Pripremljeno na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.12. *Raspoloživi i projektovani trougao razvoja kumulativnih isplata šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)*

Period nastanka	Period razvoja										Ocenjene rezerve za štete
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
2004	130.474.791	209.427.966	243.682.016	307.999.042	368.245.361	441.588.919	447.551.051	453.039.381	463.042.030	467.802.295	0
2005	127.037.440	234.063.522	318.852.509	375.958.964	448.809.644	473.736.101	491.096.344	491.320.984	505.165.433	510.358.745	5.193.312
2006	148.764.371	311.360.362	410.963.348	534.766.403	557.694.545	580.383.770	608.120.881	617.159.941	632.744.536	639.249.414	22.089.473
2007	237.738.376	467.203.880	540.883.895	591.530.985	642.883.055	697.967.800	718.222.288	725.072.206	743.381.814	751.024.089	32.801.802
2008	268.832.921	442.546.933	531.011.457	577.610.521	617.508.580	627.429.137	647.826.157	654.004.684	670.519.687	677.412.910	49.983.773
2009	251.773.124	368.791.162	468.526.415	504.624.616	532.422.097	569.995.656	588.525.577	594.138.536	609.141.792	615.404.024	82.981.927
2010	138.382.072	220.015.931	269.993.549	328.724.417	359.985.756	385.390.310	397.918.918	401.714.000	411.858.129	416.092.203	87.367.786
2011	126.523.886	230.751.711	246.023.379	284.669.144	311.740.875	333.740.739	344.590.278	347.876.747	356.661.371	360.327.999	114.304.620
2012	132.319.485	225.306.256	274.806.477	317.973.540	348.212.483	372.786.186	384.905.048	388.576.012	398.388.379	402.483.978	177.177.723
2013	166.537.663	288.907.028	352.380.464	407.732.979	446.507.949	478.018.460	493.558.306	498.265.531	510.847.791	516.099.520	349.561.857
Ocenjeni faktori razvoja	1,735	1,220	1,157	1,095	1,071	1,033	1,010	1,025	1,010	Ukupno	921.462.273

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.13. *Diskontovane projektovane inkrementalne isplate šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)*

Period nastanka	Period razvoja										Sadašnja vrednost ocenjenih rezervi za štete	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
2004												0
2005											4.769.757	4.769.757
2006									14.313.552	5.362.200		19.675.752
2007								6.291.255	15.093.255	5.707.442		27.091.952
2008							18.733.486	5.093.178	12.333.815	4.507.264		40.667.744
2009						34.509.146	15.274.867	4.191.897	9.810.163	3.516.408		67.302.482
2010					28.711.738	20.941.869	9.356.676	2.481.486	5.696.195	2.043.110		69.231.074
2011				35.493.907	22.316.181	16.430.046	7.094.176	1.845.439	4.238.933	1.497.864		88.916.546
2012			45.463.099	35.584.131	22.583.195	16.067.981	6.805.060	1.771.387	4.008.475	1.412.271		133.695.599
2013		112.389.204	52.323.389	41.338.636	25.353.749	17.693.981	7.498.597	1.922.961	4.338.695	1.495.256		264.354.468
											Ukupno	715.705.372

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.14. *Raspoloživi i projektovani trougao razvoja kumulativnih isplata šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)*

Period nastanka	Period razvoja										Ocenjene rezerve za štete	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Jan-jun 2009	53.110.195	95.721.179	99.534.334	100.067.828	100.104.728	100.127.408	100.145.588	100.145.588	100.145.588	100.145.588	0	
Jul-dec 2009	67.176.067	103.925.092	115.298.032	116.477.973	116.516.029	116.516.029	117.759.755	117.759.755	117.759.755	117.759.755	0	
Jan-jun 2010	32.883.919	58.117.396	62.771.099	62.879.197	62.879.197	62.879.197	62.879.197	62.879.197	62.879.197	62.879.197	0	
Jul-dec 2010	38.530.663	68.424.138	69.522.160	70.071.016	71.734.239	71.734.239	71.734.239	71.734.239	71.734.239	71.734.239	0	
Jan-jun 2011	25.846.306	45.312.044	46.773.515	48.805.371	48.805.371	48.929.695	49.105.477	49.105.477	49.105.477	49.105.477	175.782	
Jul-dec 2011	43.287.890	68.580.470	72.858.524	74.311.139	74.366.489	74.393.817	74.661.080	74.661.080	74.661.080	74.661.080	294.591	
Jan-jun 2012	62.027.120	88.929.974	89.717.107	90.252.302	90.594.803	90.628.094	90.953.680	90.953.680	90.953.680	90.953.680	701.377	
Jul-dec 2012	56.633.852	83.889.308	84.498.050	85.468.349	85.792.695	85.824.222	86.132.549	86.132.549	86.132.549	86.132.549	1.634.500	
Jan-jun 2013	34.870.932	55.372.052	57.908.310	58.573.277	58.795.558	58.817.164	59.028.468	59.028.468	59.028.468	59.028.468	3.656.416	
Jul-dec 2013	53.822.452	86.802.336	90.778.225	91.820.641	92.169.093	92.202.963	92.534.206	92.534.206	92.534.206	92.534.206	38.711.755	
Ocenjeni faktori razvoja	1,613	1,046	1,011	1,004	1,000	1,004	1,000	1,000	1,000	1,000	Ukupno	45.174.420

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.15. *Diskontovane projektovane inkrementalne isplate šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)*

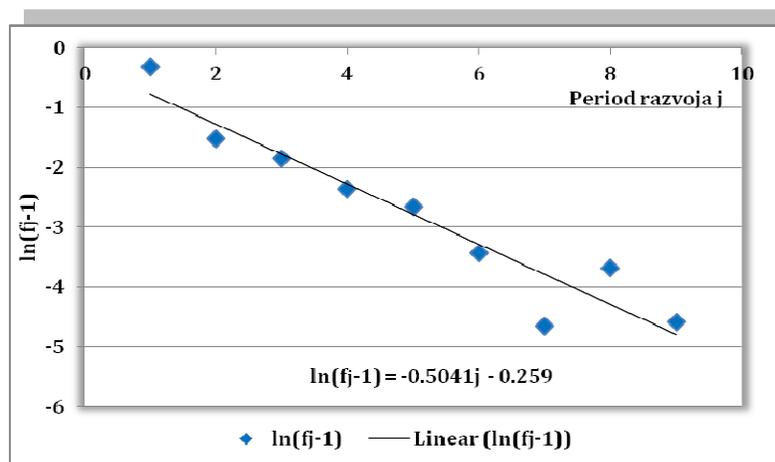
Period nastanka	Period razvoja										Sadašnja vrednost ocenjenih rezervi za štete	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Jan-jun 2009												0
Jul-dec 2009											0	0
Jan-jun 2010										0	0	0
Jul-dec 2010								6.291.255	0	0	0	0
Jan-jun 2011							168.462	5.093.178	0	0	0	168.462
Jul-dec 2011						26.190	245.466	4.191.897	0	0	0	271.655
Jan-jun 2012					328.237	30.576	281.672	2.481.486	0	0	0	640.485
Jul-dec 2012				929.890	297.893	27.274	254.165	1.845.439	0	0	0	1.509.223
Jan-jun 2013		2.430.633	610.734	192.301	17.810	165.674	1.771.387	0	0	0	0	3.417.153
Jul-dec 2013	31.606.403	3.651.625	901.818	287.242	26.556	247.381	1.922.961	0	0	0	0	36.721.024
											Ukupno	42.728.001

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Primenom diskontnih faktora, koji su izračunati na bazi krive prinosa izvedene *Smith-Wilson* metodom, dobija se sadašnja vrednost projektovanih budućih inkrementalnih isplata šteta. Njihovim sumiranjem za svaki od perioda nastanka šteta, dolazi se do diskontovane vrednosti rezervi za štete u dvema linijama poslovanja, prema obrascima 3.69 i 3.70. (videti tabele 5.13 i 5.15).

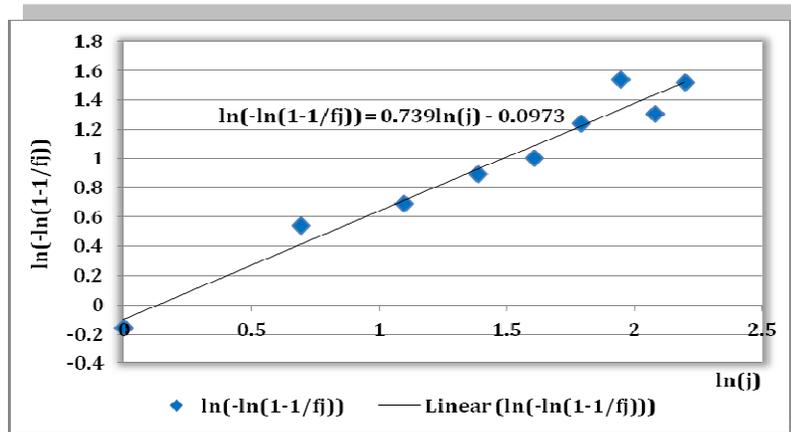
Ocenjene vrednosti faktora razvoja u osiguranju od autoodgovornosti, sadržane u tabeli 5.12, indiciraju da razvoj šteta koje potiču iz najranije godine nastanka još uvek nije završen. Stoga je, radi determinisanja najbolje procene rezervi za štete u datoj liniji poslovanja, neophodno modelirati repni faktor razvoja. U date svrhe može biti korišćena metoda ekstrapolacije teorijskog oblika krive koji se prilagođava ocenjenim vrednostima faktora razvoja, koja je objašnjena u trećem delu rada. Metoda polazi od najčešće korišćenih modela razvoja šteta u praksi formiranja rezervi za štete - funkcije eksponencijalnog trenda i *Weibull*-ove funkcije, čiju je adekvatnost potrebno proveriti u konkretnom slučaju, i izabrati onu funkciju kojom se bolje aproksimiraju raspoloživi podaci.

Parametri linearnih formi dveju funkcija, čiji su dijagrami raspršenosti prikazani na grafikonima 5.9 i 5.10, su ocenjeni metodom najmanjih kvadrata. Iako je prilagođavanje oba teorijska oblika krive ocenjenim faktorima razvoja zadovoljavajuće, izračunata vrednost faktora determinacije, kao odgovarajućeg kriterijuma odlučivanja, je veća u slučaju *Weibull*-ove funkcije (videti tabelu 5.16), koja će, stoga, biti korišćena za modeliranje repnog faktora razvoja.



Grafikon 5.9. Dijagram raspršenosti faktora razvoja opisanih linearnom formom eksponencijalne funkcije

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.10. Dijagram raspršenosti faktora razvoja opisan linearnom formom Weibull-ove funkcije
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.16. Teorijski oblici krivih prilagođenih ocenjenim faktorima razvoja u osiguranju od autoodgovornosti

Teorijski oblik krive	Ocenjena funkcija	Faktor determinacije	Ocenjena vrednost repnog faktora
Funkcija eksponencijalnog trenda	$\hat{f}_j = 1 + 0,772 \cdot e^{-0,504j}$	91,1%	1,013
Weibull-ova funkcija	$\hat{f}_j = 1 / (1 - e^{-0,907 \cdot j^{0,739}})$	96,4%	1,024

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Weibull-ovom funkcijom ekstrapolirani faktori razvoja dostižu jediničnu vrednost nakon 16 godina od poslednje godine razvoja koja je obuhvaćena *run-off* trouglom. Tabela 5.17 daje prikaz ocenjenih rezervi za štete kompanije u osiguranju od autoodgovornosti nakon modeliranja repnog faktora i diskontovanja primenom prethodno izvedene krive bezrizičnih kamatnih stopa.

Tabela 5.17. Rezultati ocenjivanja rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti sa modeliranim repnim faktorom razvoja (u RSD)

Period razvoja	Poslednji realizovani kumulativni iznos šteta	Proizvod ocenjenih faktora razvoja	Projektovani konačni iznos šteta	Ocenjene rezerve za štete	Sadašnja vrednost ocenjenih rezervi za štete
2004	467.802.295	1,024	478.947.653	11.145.358	7.984.013
2005	505.165.433	1,034	522.518.008	17.352.574	12.486.198
2006	617.159.941	1,060	654.479.488	37.319.547	28.172.964
2007	718.222.288	1,071	768.917.188	50.694.900	35.705.863
2008	627.429.137	1,105	693.552.227	66.123.089	47.309.026
2009	532.422.097	1,183	630.065.983	97.643.886	72.443.947
2010	328.724.417	1,296	426.005.571	97.281.155	72.176.876
2011	246.023.379	1,500	368.912.789	122.889.410	91.079.548
2012	225.306.256	1,829	412.073.132	186.766.876	135.750.207
2013	166.537.663	3,177	528.395.556	361.857.893	266.639.305
Ukupno				1.049.074.689	769.747.948

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.18. *Obračun iznosa merodavnih šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)*

Godina	Bruto rešene štete	Bruto RBNS na početku godine	Bruto RBNS na kraju godine	Bruto IBNR na početku godine	Bruto IBNR na kraju godine	Koeficijent troškova rešavanja šteta	Naplaćeni regresi	Merodavne ukupne štete
Obračun	1	2	3	4	5	6	7	8=(1+3+5-2-4)*6-7
2009	827.440.016	486.237.427	521.299.385	68.899.577	173.632.426	1,017	40.142.711	943.535.104
2010	505.892.881	521.299.385	514.594.229	173.632.426	415.332.018	1,055	24.543.062	757.463.502
2011	444.210.589	514.594.229	355.235.631	415.332.018	522.465.084	1,096	16.618.508	412.997.114
2012	448.149.831	355.235.631	278.095.783	522.465.084	650.079.797	1,087	18.279.453	523.675.730
2013	427.860.740	278.095.783	213.655.559	650.079.797	707.806.741	1,094	43.554.078	417.223.359

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.19. *Obračun iznosa merodavnih šteta u samopridržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)*

Godina	Neto rešene štete	Neto RBNS na početku godine	Neto RBNS na kraju godine	Neto IBNR na početku godine	Neto IBNR na kraju godine	Koeficijent troškova rešavanja šteta	Naplaćeni regresi	Merodavne štete u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4	5	6	7	8=(1+3+5-2-4)*6-7
2009	769.628.276	486.237.427	419.824.372	68.899.577	173.632.426	1,017	40.142.711	781.540.476
2010	476.199.933	419.824.372	415.051.010	173.632.426	415.332.018	1,055	24.543.062	728.161.604
2011	411.903.949	415.051.010	286.510.053	415.332.018	522.465.084	1,096	16.618.508	411.365.171
2012	401.070.426	286.510.053	237.888.964	522.465.084	650.079.797	1,087	18.279.453	503.502.164
2013	410.038.546	237.888.964	183.867.731	650.079.797	707.806.741	1,094	43.554.078	409.123.513

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.20. *Obračun iznosa merodavnih šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)⁷³⁹*

Godina	Bruto (neto) rešene štete	Bruto (neto) RBNS na početku godine	Bruto (neto) RBNS na kraju godine	Bruto (neto) IBNR na početku godine	Bruto (neto) IBNR na kraju godine	Koeficijent troškova rešavanja šteta	Naplaćeni regresi	Merodavne ukupne i štete u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4	5	6	7	8=(1+3+5-2-4)*6-7
2009	231.484.314	24.354.262	45.471.148	10.111.843	21.740.574	1,017	6.510.253	262.211.587
2010	179.648.738	45.471.148	39.050.769	21.740.574	19.052.733	1,055	5.052.432	174.953.086
2011	152.663.450	39.050.769	51.166.770	19.052.732	20.976.781	1,061	10.322.525	166.554.890
2012	198.338.195	51.166.770	41.566.348	20.976.781	20.486.016	1,037	18.786.904	176.368.769
2013	156.300.833	41.566.348	29.398.727	20.486.016	15.775.693	1,055	11.454.261	135.664.771

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

⁷³⁹ Pošto, tokom posmatranog vremenskog perioda, nije bilo učešća reosiguravača u rešenim i rezervisanim štetama u kasko osiguranju motornih vozila, iznosi ukupnih merodavnih šteta i merodavnih šteta u samopridržaju u toj liniji poslovanja su međusobno jednaki.

Primena *chain ladder* metode u odnosu na podatke o rešenim štetama rezultuje ukupnim iznosom rezervi za štete kompanije u datoj liniji poslovanja. Pri rezervama za prijavljene, ali nerešene štete (RBNS) od 213.655.559 RSD (videti tabelu 5.18), ocenjena vrednost rezervi za nastale neprijavljene štete (IBNR) u osiguranju od autoodgovornosti, na osnovu ocenjenog ukupnog iznosa rezervi za štete od 921.462.273 (videti tabelu 5.12), je 707.806.741 RSD. Ukoliko se, pri tome, modelira repni faktor, ocenjena vrednost IBNR je veća za 18,0% i iznosi 835.419.131 RSD. Efekat diskontovanja se ogleda u sniženju ukupnog iznosa rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti za 26,6% (videti tabelu 5.17). Uvažavanjem koeficijenta troškova u vezi sa rešavanjem šteta za datu liniju poslovanja od 1,094 i učešća reosiguravača u rezervama za prijavljene, a nerešene štete u 2013. godini od približno 25% (videti tabele 5.18 i 5.19), dolazi se do najbolje procene rezervi za štete u samopr održaju od 816.453.314 RSD.

Slično, od ukupnog ocenjenog iznosa rezervi za štete u kasko osiguranju (45.174.420 RSD), na rezerve za poznate, ali nerešene štete odnosi se 29.398.727 RSD, dok preostalih 15.775.693 RSD čine IBNR rezerve (videti tabelu 5.20). Sadašnja vrednost ukupnih rezervi za štete u ovoj liniji poslovanja je manja od njihove nominalne vrednosti za svega 5,41%, usled kraćeg vremenskog perioda u kome se vrši diskontovanje (videti tabele 5.14 i 5.15). Pri koeficijentu troškova rešavanja šteta od 1,0552 u 2013. godini i imajući u vidu da nije bilo učešća reosiguravača u rezervisanim štetama (videti tabelu 5.20), najbolja procena rezervi za štete u samopr održaju u osiguranju motornih vozila iznosi 45.086.587 RSD.

Tabela 5.21. *Rezultati simulacije standardnog pristupa koncepta Solventnost II pri merenju rizika premije i rezervi za štete*

Linija poslovanja	Varijabla/parametar	Rizik		
		Rizik premije	Rizik rezervi	Ukupno
Auto-odgovornost	Mera volatilnosti (RSD)	$V_{P,1} = 1.058.718.416$	$V_{R,1} = 816.453.314$	$V_1 = 1.875.171.730$
	Mera volumena	$\hat{\sigma}_{P,1} = 0,08$	$\hat{\sigma}_{R,1} = 0,09$	$\hat{\sigma}_1 = 0,073$
Kasko osiguranje	Mera volatilnosti (RSD)	$V_{P,2} = 282.100.551$	$V_{R,2} = 45.086.587$	$V_2 = 327.187.138$
	Mera volumena	$\hat{\sigma}_{P,2} = 0,08$	$\hat{\sigma}_{R,2} = 0,08$	$\hat{\sigma}_2 = 0,075$
Ukupno	Mera volatilnosti (RSD)	$V = 2.202.358.868$		Solventnosni kapitalni zahtev (RSD):
	Mera volumena	$\hat{\sigma} = 0,069$		$NL_{PR} = 452.683.505$

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Polazeći od izračunatih mera volumena za rizike premije i rezervi i unapred definisanih faktora tih rizika (prema tabeli 4.6)⁷⁴⁰ po pojedinim linijama poslovanja, primenom obrasca (4.27), ocenjene su kombinovane mere volatilnosti za oba rizika od 0,073 u osiguranju od autoodgovornosti i 0,075 u kasko osiguranju. Zamenom izračunatih mera volumena i ocenjenih mera volatilnosti u obrazac 4.30, uz pretpostavljeni koeficijent korelacije između dveju poslovnih linija od 0,50 (u skladu sa tabelom 4.7), dolazi se do ocenjene vrednosti parametra volatilnosti za rizike premije i rezervi na nivou celokupnog portfelja kompanije od 0,069 (videti tabelu 5.21). Sledeći smernice za primenu standardnog pristupa koncepta Solventnost II,⁷⁴¹ a u skladu sa obrascem (4.36), određen je solventnosni kapitalni zahtev kompanije za pokriće rizika premije i rezervi u iznosu od 452.683.505 RSD.

5.2.2.1. Merenje rizika rezervi u jednogodišnjem i konačnom horizontu vremena

Standardna greška predviđanja rezervi za štete, kao važan oslonac merjenja rizika dovoljnosti tih rezervi pri evaluaciji solventnosti osiguravača, može biti ocenjena imajući u vidu celokupan period do konačne likvidacije odnosnih šteta, ili period od jedne godine. Kao što je poznato, koncept Solventnost II implicira jednogodišnji vremenski horizont modeliranja rizika koji ugrožavaju poslovanje neživotnih osiguravača, uključujući i rizik dovoljnosti rezervi za štete. Međutim, može se pretpostaviti da takav, kratkoročan tretman rizika rezervi nije u skladu sa obrascem razvoja šteta u linijama sa dugim repom, čije se varijacije ispoljavaju u dugom roku, dok je u periodima od jedne godine on relativno stabilan. Drugim rečima, zahtevani kapital za pokriće rizika rezervi, koji je zasnovan na standardnoj grešci njihovog predviđanja, može biti potcenjen u poslovnim linijama sa dugim repom, ukoliko je ta greška ocenjena za period od samo jedne godine.

Postavljena istraživačka hipoteza može biti proverena primenom odgovarajućih stohastičkih metoda rezervisanja, koje su detaljno razmotrene u trećem delu rada. Na primeru posmatrane osiguravajuće kompanije, slučajna greška i greška ocenjivanja parametara, kao komponente standardne greške predviđanja rezervi za štete, su ocenjene imajući u vidu konačan razvoj (engl. *run-off*) šteta, prema *Mack*-ovoj (1993) metodi rezervisanja, odnosno mogući *run-off* rezultat u narednoj godini, prema metodi koju su definisali *Merz* i *Wüthrich* (2007).

⁷⁴⁰ U slučaju osiguranja od autoodgovornosti, unapred definisani faktor rizika premije (od 0,10) je korigovan preporučenim faktorom od 0,80, u cilju uvažavanja efekata neproporcionalnog reosiguranja.

⁷⁴¹ EIOPA (2014b), *op. cit.*, str. 253.

Tabela 5.22. Rezultati ocenjivanja standardne greške predviđanja rezervi za štete u jednogodišnjem i konačnom vremenskom horizontu

Linija poslovanja	Ocenjene rezerve za štete (RSD)	Vremenski horizont ocenjivanja stand. greške predviđanja rezervi	Ocenjena vrednost slučajne greške		Ocenjena vrednost greške ocenjivanja		Ocenjena vrednost stand. greške predviđanja rezervi	
			RSD	%	RSD	%	RSD	%
Auto-odgovornost	921.462.273	Konačan <i>run-off</i>	142.383.146	15%	93.898.087	10%	170.557.354	19%
		Jednogodišnji	93.548.435	10%	70.807.179	8%	117.324.193	13%
Kasko osiguranje	45.174.420	Konačan <i>run-off</i>	9.012.279	20%	3.979.192	9%	9.851.657	22%
		Jednogodišnji	8.133.332	18%	3.495.557	8%	8.852.683	20%

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Koeficijent varijacije ukupnih rezervi za štete, kao odnos ocenjene standardne greške predviđanja tih rezervi i njihove ocenjene vrednosti, dobijene *chain ladder* metodom, u osiguranju od autoodgovornosti iznosi 19% prema prvoj, odnosno 13%, prema drugoj metodi rezervisanja (videti tabelu 5.22). Kao što je i očekivano, dobijeni rezultat ocenjivanja je niži u slučaju jednogodišnjeg, u poređenju sa višegodišnjim vremenskim horizontom. Međutim, dato odstupanje je relativno veće u slučaju linije poslovanja sa dugim repom. Na primer, ocenjena vrednost standardne greške predviđanja ukupnih rezervi za štete (i, samim tim, i koeficijent njihove varijacije) su, u slučaju kasko osiguranja, niži ukoliko se određuju u jednogodišnjem horizontu u odnosu na *Mack*-ovu metodu rezervisanja za 10%, dok isto odstupanje u osiguranju od autoodgovornosti iznosi čak 31%.

Na bazi metode lančanih lestvica formirane su rezerve koje bi trebalo da pokriju očekivani iznos nastalih nerešenih šteta kompanije. Polazeći od ocenjene srednje kvadratne greške predviđanja rezervi za štete i pretpostavke o odgovarajućem obliku njihove raspodele, moguće je formirati interval poverenja u kome se, sa izabranom verovatnoćom, može naći stvarno potreban iznos tih rezervi. Ukoliko, na primer, rezerve za štete u osiguranju od autoodgovornosti imaju normalnu raspodelu, stvarno potreban iznos ukupnih rezervi za štete se, sa verovatnoćom od 99%, nalazi u intervalu (481.424.301 RSD, 1.361.500.246 RSD), imajući u vidu konačan razvoj šteta, odnosno u intervalu (618.765.855 RSD, 1.224.158.692 RSD), ukoliko se ima u vidu razvoj šteta u toku naredne godine (videti tabelu 5.23). Izнос kapitala koji je potreban za pokriće „iznadočekivanih“ šteta, koje bi prevazišle rezerve kompanije, može biti posmatran u vidu razlike između gornje granice dobijenog intervala poverenja (tj. 99,5-og percentila raspodele rezervi) i samih rezervi (kao očekivane vrednosti te raspodele).

Tabela 5.23. Rezultati intervalnog ocenjivanja rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)

Pretpostavljena raspodela rezervi za štete		Normalna		Log-normalna	
Vremenski horizont ocenjivanja standardne greške predviđanja rezervi		Konačan <i>run-off</i>	Jednogodišnji horizont	Konačan <i>run-off</i>	Jednogodišnji horizont
Period nastanka šteta	2005	(3.088.238, 7.298.386)	(3.080.775, 7.305.848)	(3.410.668, 7.750.024)	(3.378.863, 7.627.847)
	2006	(17.452.757, 27.726.190)	(17.938.400, 26.240.546)	(17.909.271, 27.597.257)	(18.256.872, 26.781.869)
	2007	(23.601.336, 42.002.268)	(24.817.287, 40.786.318)	(24.676.558, 43.848.491)	(25.549.004, 41.897.070)
	2008	(34.940.233, 65.027.312)	(37.201.535, 62.766.010)	(36.783.471, 68.091.896)	(38.417.166, 64.565.222)
	2009	(29.173.073, 136.790.781)	(30.751.038, 135.212.816)	(41.614.710, 148.130.326)	(42.011.712, 142.647.428)
	2010	(29.132.997, 145.602.575)	(47.416.754, 127.318.818)	(42.944.154, 157.772.524)	(53.711.847, 133.425.775)
	2011	(41.516.514, 187.092.726)	(64.639.609, 163.969.631)	(25.068.126, 202.507.015)	(72.093.999, 171.562.046)
	2012	(87.158.431, 267.197.014)	(130.155.749, 224.199.696)	(103.853.163, 286.792.083)	(134.757.153, 230.875.757)
	2013	(215.360.718, 483.762.995)	(262.764.705, 436.359.008)	(235.043.036, 512.342.773)	(270.837.661, 448.491.409)
	Dvostrani 99% interval poverenja ukupnih rezervi za štete		(481.424.301, 1.361.500.246)	(618.765.855, 1.224.158.692)	(564.303.158, 1.454.832.389)

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.24. Zahtevani kapital za pokriće rizika rezervi na bazi ocenjene standardne greške predviđanja rezervi u jednogodišnjem i konačnom vremenskom horizontu

Linija poslovanja	Pretpostavljena raspodela rezervi za štete	Vremenski horizont ocenjivanja standardne greške predviđanja rezervi	Ocenjene vrednosti parametara raspodele ukupnih rezervi za štete		Dvostrani 99% interval poverenja ukupnih rezervi za štete (RSD)	Zahtevani kapital (RSD)	Odstupanje
			$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}^2$			
Auto - odgovornost	Normalna	Konačan <i>run-off</i>	921.462.273	29.089.810.900.105.600	(481.424.301, 1.361.500.246)	440.037.973	-31%
		Jednogodišnji	921.462.273	13.764.966.355.175.600	(618.765.855, 1.224.158.692)	302.696.419	
	Log-normalna	Konačan <i>run-off</i>	20,625	0,034	(564.303.158, 1.454.832.389)	533.370.115	-35%
		Jednogodišnji	20,633	0,016	(659.014.276, 1.276.874.423)	346.412.149	
Kasko osiguranje	Normalna	Konačan <i>run-off</i>	45.174.420	97.055.151.441.275	(19.757.145, 70.591.696)	25.417.276	-10%
		Jednogodišnji	45.174.420	78.370.003.631.370	(22.334.497, 68.014.344)	22.839.923	
	Log-normalna	Konačan <i>run-off</i>	17,603	0,046	(25.309.374, 76.970.667)	31.796.247	-12%
		Jednogodišnji	17,607	0,038	(26.865.704, 73.151.129)	27.976.709	

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Naravno, što je vremenski horizont za koji se ocenjuje srednja kvadratna greška predviđanja rezervi za štete kraći, dati interval poverenja će biti uži, a zahtevani iznos kapitala manji, pri istom nivou rezervi za štete. Međutim, sniženje zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi pri prelasku sa višegodišnjeg na jednogodišnji vremenski horizont posmatranja razvoja šteta će biti relativno veće u liniji poslovanja sa dugim, nego sa kratkim repom, protivno njihovim stvarnim rizičnim karakteristikama. Naime, pri pretpostavljenoj normalnoj raspodeli rezervi za štete date kompanije u osiguranju od autoodgovornosti, kapitalni zahtev koji je zasnovan na standardnoj grešci predviđanja rezervi za štete dobijenoj prema metodi *Merz*-a i *Wüthrich*-a bi bio niži za 31% nego u slučaju *Mack*-ove metode rezervisanja. U kasko osiguranju motornih vozila, sa druge strane, ovo odstupanje bi iznosilo svega 10%. Primetno je da je odstupanje kapitalnih zahteva između dveju vremenskih perspektiva utoliko veće ako se pretpostavi da je raspodela rezervi za štete asimetrična (log-normalna) i dostiže čak 35% u osiguranju od autoodgovornosti, nasuprot 12% u kasko osiguranju (videti tabelu 5.24).

Time je dokazano da vremenski horizont od jedne godine nije prikladan za merenje rizika rezervi u poslovnim linijama sa dugim repom. Njime se stvara privid manjeg od stvarno mogućeg varijabiliteta šteta i, posledično, nameće zahtev za manjim od stvarno potrebnog kapitala za pokriće rizika dovoljnosti rezervi u takvim linijama poslovanja. Istovremeno je, u kontekstu prethodno definisanog konceptualnog okvira, pokazano na koji način stohastičke metode rezervisanja, poput *Mack*-ove metode, mogu biti korišćene u svrhe utvrđivanja zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika rezervi. Pri primeni ove metode, međutim, moguće je samo pretpostaviti kojim teorijskim tipom raspodele mogu biti opisane rezerve za štete, ali ne i proveriti njegovu adekvatnost u konkretnom slučaju. Zbog toga se javlja potreba za uvođenjem simulacija u dinamički interni model merenja rizika rezervi, što će biti sprovedeno u nastavku studije slučaja.

5.2.3. Primena dinamičkog modela merenja rizika osiguranja na primeru iste osiguravajuće kompanije

Kao rezultat primene standardnog pristupa koncepta Solventnost II, dobija se jedinstveni iznos zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije i rizika rezervi za štete. Interni model merenja rizika neživotnih osiguranja, koji je predstavljen u četvrtom delu rada, omogućuje ne samo alternativni, precizniji način obračuna objedinjenog kapitalnog

zahteva na ime datih rizika, već i njegovo dekomponovanje po pojedinim rizicima i linijama poslovanja kompanije.

Stoga će simulacija primene predloženog internog modela, na primeru konkretne osiguravajuće kompanije, biti ostvarena kroz iterativni postupak obračuna kapitalnih zahteva. U nastavku rada će, najpre, biti sproveden obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije osiguranja, odnosno zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi za štete po svakoj od linija poslovanja ponaosob. Dobijeni individualni kapitalni zahtevi će, zatim, biti agregirani, u cilju determinisanja ukupnog potrebnog kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja na nivou kompanije kao celine.

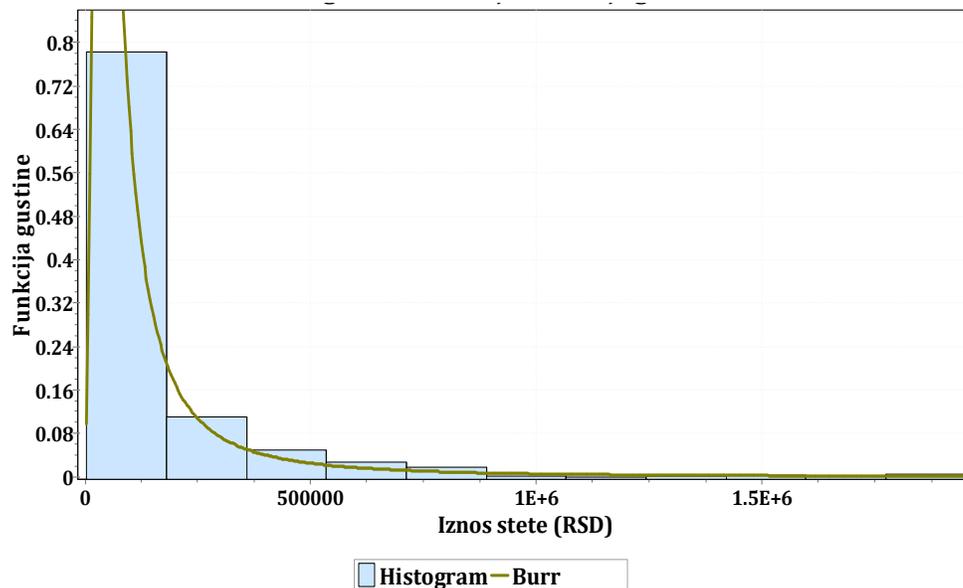
5.2.3.1. Obračun zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika premije osiguranja

Kako bi bila izvedena raspodela agregatnog iznosa šteta, kao osnov merenja rizika premije osiguranja u okviru parcijalnog dinamičkog modela, neophodno je, najpre, identifikovati raspodele kojima se opisuju broj i iznos šteta u svakoj od linija poslovanja, i oceniti njihove parametre. *Denuit et al.* (2007) predlažu da se, u date svrhe, koriste podaci o svim štetama u samopridržaju koje su prijavljene u toku jedne poslovne godine, po polisama osiguranja koje su važile u toj godini, bez obzira da li su u pitanju rešeni ili rezervisani iznosi šteta na kraju godine. Pri tome je važno isključiti iz analize podatke o katastrofalnim štetama, jer bi oni trebalo da budu predmet posebnog modela pri određivanju solventnosnog kapitalnog zahteva. Takođe, *Burmecki i Weron* (2008) sugerišu primenu robustne (engl. *robust*) ocene parametara, kojom se eliminiše 1-5% najnepovoljnijih, ekstremnih ishoda pri izvođenju raspodela šteta, kako bi rezultati modeliranja rizika u osiguranju bili što pouzdaniji. Uvažavajući navedene argumente, iz raspoloživog uzorka podataka je uklonjeno 2,5% najvećih pojedinačnih šteta i polisa na koje se one odnose. Time je dobijen prag ekstremnih vrednosti od 1.952.100 RSD u osiguranju od autoodgovornosti, odnosno 2.437.086 RSD za pojedinačnu štetu u kasko osiguranju.

Usvajanjem polise osiguranja za jedinicu izloženosti riziku i *Poisson*-ove raspodele za opisivanje broja šteta, moguće je, na osnovu podataka o štetama iz prošlosti, oceniti vrednost parametra λ , kao prosečne frekvencije šteta po polisi osiguranja u toku njenog važenja. U slučaju osiguranja od autoodgovornosti, prosečna frekvencija šteta po polisi osiguranja je ocenjena u iznosu od 0,01639. Ocenjena vrednost varijanse šteta po polisi

osiguranja je veoma bliska (0,01699), čime je opravdano usvajanje *Poisson*-ove raspodele broja šteta. Dakle, na 100.000 važećih polisa osiguranja od autoodgovornosti, kompanija može očekivati u proseku godišnje 1.639 prijavljenih šteta. Po osnovu 76.993 važećih obuhvaćenih polisa u datoj liniji poslovanja u 2013. godini, prijavljeno je 1.262 šteta tokom iste godine.

Raspoloživim podacima o iznosima individualnih šteta može biti prilagođena *Burr*-ova raspodela, za koju su ocenjene vrednosti parametara: $\hat{\theta}=41.781$, $\hat{\alpha}=0,4191$ i $\hat{\tau}=2,6175$. Grafikon 5.11 daje uporedni prikaz histograma frekvencija individualnih iznosa šteta kompanije u osiguranju od autoodgovornosti i prilagođene funkcije gustine *Burr*-ove raspodele.



Grafikon 5.11. Histogram frekvencija iznosa šteta u osiguranju od autoodgovornosti i prilagođena funkcija gustine

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.25. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta u osiguranju od autoodgovornosti

Test	Kolmogorov - Smirnov		
Obim uzorka	1.262		
Statistika testa	0,03217		
P-vrednost	0,14364		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,03823	0,04273	0,04586
Prihvatljivost H_0	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

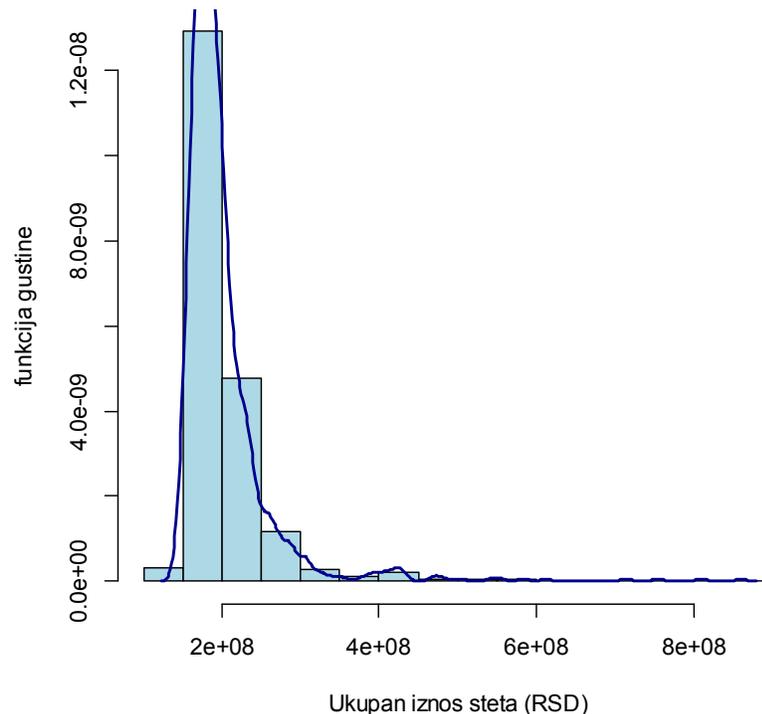
Dobijeni rezultati *Kolmogov-Smirnov* testa pokazuju da nulta hipoteza, prema kojoj podaci o iznosima pojedinačnih šteta u posmatranoj liniji poslovanja slede *Burr*-ovu raspodelu, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 5.25).

Na bazi izabranih tipova raspodela frekvencije i intenziteta šteta i ocenjenih vrednosti njihovih parametara, metodom simulacija je izvedena složena *Poisson*-ova raspodela ukupnog iznosa šteta kompanije u toku jedne poslovne godine po važećim polisama u osiguranju od autoodgovornosti. Empirijska funkcija raspodele, kojom se aproksimira nepoznata funkcija raspodele stvarnog iznosa šteta, je dobijena kao rezultat sprovođenja 10.000 simulacija. Izabrane deskriptivne statistike simulirane raspodele su prikazane u tabeli 5.26, a odgovarajući histogram frekvencija i funkcija gustine na grafikonu 5.12.

Tabela 5.26. Deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)

Statistika	Minimum	Prvi kvartal	Medijana	Očekivana vrednost	Treći kvartal	Maksimum
Vrednost	179.940.297	273.186.782	316.376.134	477.768.652	387.754.921	17.418.408.380

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.12. Histogram frekvencija i funkcija gustine za ukupan iznos šteta u osiguranju od autoodgovornosti

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Mogućnosti primene dinamičkog modela merenja rizika osiguranja pri utvrđivanju margine solventnosti u Srbiji

Tabela 5.27. Obračun iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samopridržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija u samopridržaju	Procenat tehničke premije	Tehnička premija	Tehnička premija u samopridržaju	Prenosna tehnička premija na početku godine	Prenosna tehnička premija na kraju godine	Merodavna tehnička premija	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na kraju godine	Merodavna tehnička premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4=1*3	5	6	7	8=4+6-7	9	10	11=5+9-10
2009	1.336.481.466	1.303.335.686	76,34%	1.020.269.951	994.966.463	515.979.813	484.635.198	1.051.614.566	515.979.813	484.635.199	1.026.311.077
2010	1.075.882.232	1.051.571.540	76,34%	821.328.496	802.769.714	484.635.198	406.402.341	899.561.353	484.635.199	406.402.341	881.002.571
2011	1.044.967.111	1.028.016.502	77,34%	808.177.563	795.067.963	411.725.924	402.301.856	817.601.632	411.725.925	402.301.856	804.492.032
2012	1.090.862.370	1.071.522.415	78,74%	858.945.030	843.716.750	409.584.279	409.366.780	859.162.529	409.584.279	409.366.780	843.934.248
2013	1.118.079.670	1.093.559.566	78,73%	880.264.124	860.959.446	409.314.791	436.745.227	852.833.687	409.314.791	436.745.228	833.529.009

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.28. Obračun realnih iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samopridržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija u samopridržaju	Realni procenat tehničke premije	Realna tehnička premija	Realna tehnička premija u samopridržaju	Prenosna tehnička premija na početku godine	Prenosna tehnička premija na kraju godine	Realna merodavna tehnička premija	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na kraju godine	Realna merodavna tehnička premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4=1*3	5	6	7	8=4+6-7	9	10	11=5+9-10
2009	1.336.481.466	1.303.335.686	48,11%	643.000.647	627.053.731	325.183.892	305.429.701	662.754.838	325.183.892	305.429.701	646.807.922
2010	1.075.882.232	1.051.571.540	50,31%	541.264.158	529.033.725	319.379.717	267.823.438	592.820.438	319.379.717	267.823.438	580.590.004
2011	1.044.967.111	1.028.016.502	52,62%	549.903.542	540.983.453	280.148.268	273.735.904	556.315.906	280.148.268	273.735.904	547.395.817
2012	1.090.862.370	1.071.522.415	53,23%	580.700.240	570.404.976	276.904.436	276.757.393	580.847.283	276.904.436	276.757.394	570.552.019
2013	1.118.079.670	1.093.559.566	50,60%	565.748.355	553.341.181	263.067.826	280.697.449	548.118.732	263.067.826	280.697.449	535.711.558

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Vrednost pod rizikom simulirane raspodele ukupnog iznosa šteta, na nivou poverenja od 99,5%, iznosi 1.799.587.974 RSD. Ukoliko bi merodavna tehnička premija u samopridržaju bila jednaka očekivanoj vrednosti date raspodele (od 477.768.652 RSD), zahtevani kapital za pokriće rizika dovoljnosti premije u osiguranju od autoodgovornosti bi iznosio 1.321.819.322 RSD. Međutim, merodavna tehnička premija u samopridržaju u 2013. godini (čiji je obračun prikazan u tabeli 5.27), umanjena za iznos iste premije po polisama kod kojih je zabeleženo 2,5% ekstremno visokih šteta, iznosi 833.060.794 RSD, tj. veća je od očekivane vrednosti ukupnog iznosa šteta. Ipak, prethodno sprovedena racio analiza upućuje da tehnička premija, kao obračunska kategorija, ne odražava stvarni iznos koji je namenjen pokriću šteta u osiguranju od autoodgovornosti.

Naime, usled činjenice da su troškovi sprovođenja osiguranja (u iznosu od 552.331.315 RSD) prevazilazili režijski dodatak kompanije u ovoj liniji poslovanja, deo tehničke premije je morao biti korišćen za njihovo pokriće. U bruto premiji osiguranja od autoodgovornosti u 2013. godini, režijski dodatak je učestvovao sa 21,27%, dok je učešće troškova sprovođenja osiguranja bilo čak 49,39%. Stoga, realna tehnička premija može biti dobijena umanjenjem bruto premije za iznos stvarnih troškova poslovanja (videti tabelu 5.28). U slučaju polisa osiguranja koje su obuhvaćene istraživanjem, realna merodavna tehnička premija u samopridržaju u 2013. godini je iznosila 535.410.635 RSD. Iz poređenja datog iznosa sa očekivanom vrednošću ukupnog iznosa šteta proizilazi da dodatak za sigurnost od 57.641.983 RSD ima ulogu pokrića neočekivanih gubitaka i utiče na smanjenje solventnosnog kapitalnog zahteva do nivoa od 1.264.177.339 RSD (videti tabelu 5.29).

Tabela 5.29. *Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije u osiguranju od autoodgovornosti*

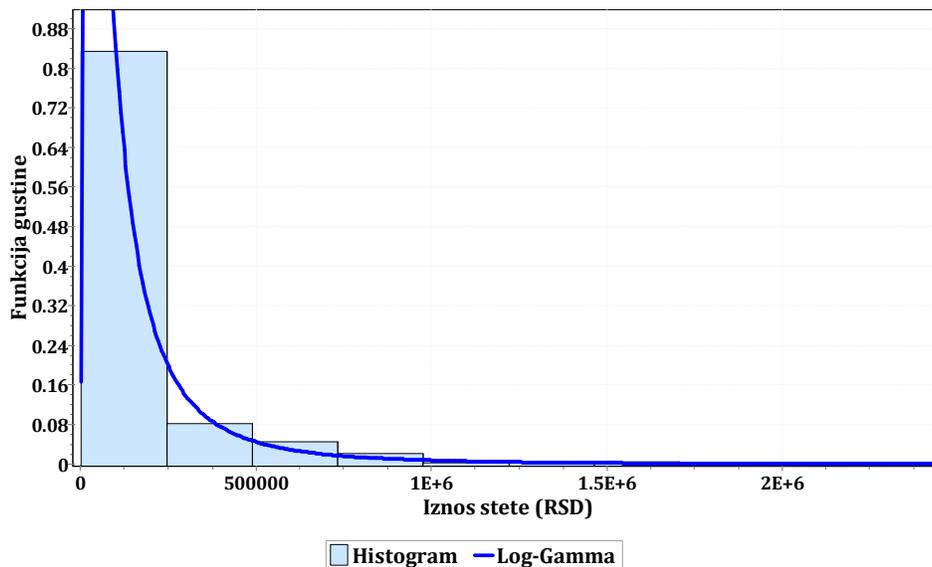
Obračun	Pokazatelj	Vrednost (u RSD)
1	Vrednost pod rizikom za ukupan iznos šteta	1.799.587.974
2	Očekivana vrednost ukupnog iznosa šteta	477.768.652
3	Realan iznos merodavne tehničke premije u samopridržaju	535.410.635
4=3-2	Dodatak za sigurnost	57.641.983
5= max(1-2-4, 0)	Zahtevani kapital za pokriće rizika premije	1.264.177.339

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Prosečna frekvencija šteta po polisi kasko osiguranja motornih vozila, kao druge linije poslovanja posmatrane kompanije je, na bazi podataka o štetama iz prošlosti, ocenjena u iznosu od 0,08686. Posmatrajući broj šteta po polisi osiguranja kao slučajnu promenljivu sa *Poisson*-ovom raspodelom, navedena veličina predstavlja ocenjenu vrednost parametra te

raspodele λ . Na 100.000 važećih polisa osiguranja motornih vozila, kompanija može očekivati u proseku 8.686 prijavljenih šteta u toku jedne godine. Po osnovu 6.976 važećih obuhvaćenih polisa u datoj liniji poslovanja u 2013. godini, prijavljeno je 606 šteta tokom iste godine.

Empirijski podaci kompanije o iznosima pojedinačnih šteta u osiguranju motornih vozila mogu biti opisani log-gama raspodelom, sa parametrima čije su ocenjene vrednosti: $\hat{\alpha}=105,50$ i $\hat{\beta}=9.321$. Na grafikonu 5.13 je prikazan histogram frekvencija date promenljive, zajedno sa prilagođenom funkcijom gustine log-gama raspodele.



Grafikon 5.13. Histogram frekvencija iznosa šteta u osiguranju motornih vozila i prilagođena funkcija gustine

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Na osnovu rezultata *Kolmogorov-Smirnov* testa proizilazi da nulta hipoteza, prema kojoj podaci o iznosima individualnih šteta u datoj liniji poslovanja slede log-gama raspodelu, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 5.30).

Tabela 5.30. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta u osiguranju motornih vozila

Test	Kolmogorov - Smirnov		
Obim uzorka	606		
Statistika testa	0,05480		
P-vrednost	0,05056		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,05516	0,06166	0,06617
Prihvatljivost H_0	Da	Da	Da

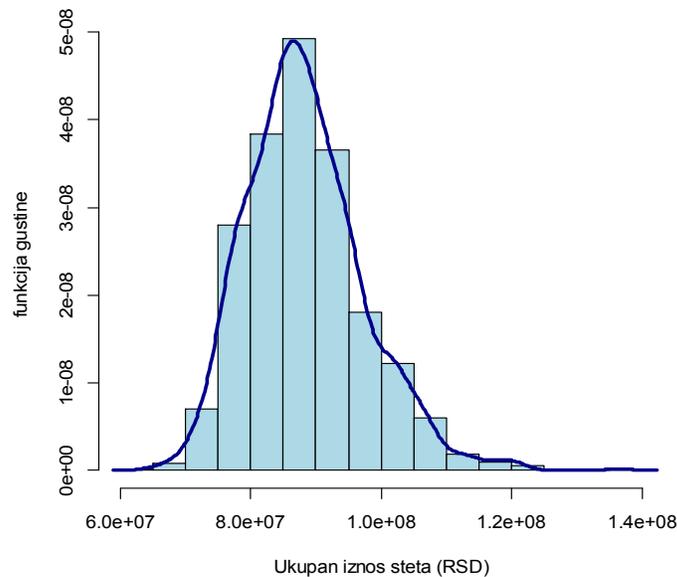
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Analogno osiguranju od autoodgovornosti, i u osiguranju motornih vozila je, na osnovu razmotrenih raspodela broja i iznosa individualnih šteta, simulirana složena *Poisson*-ova raspodela ukupnog iznosa šteta u toku jedne poslovne godine, čije su izabrane deskriptivne statistike prikazane u tabeli 5.31. Grafikon 5.14 daje prikaz histograma frekvencija i odgovarajuće funkcije gustine za posmatranu varijablu.

Tabela 5.31. Deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)

Statistika	Minimum	Prvi kvartal	Medijana	Očekivana vrednost	Treći kvartal	Maksimum
Vrednost	75.177.119	90.080.021	95.213.264	96.023.561	101.153.062	140.165.125

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.14. Histogram frekvencija i funkcija gustine za ukupan iznos šteta u osiguranju motornih vozila

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Za simuliranu raspodelu ukupnog iznosa šteta u osiguranju motornih vozila, izračunata je vrednost pod rizikom na nivou poverenja od 99,5% u iznosu od 124.254.009 RSD. Merodavna tehnička premija u samopridržaju u 2013. godini (čiji je obračun prikazan u tabeli 5.32), umanjena za iznos iste premije po polisama kod kojih je zabeleženo 2,5% najvećih šteta, iznosi 191.213.872 RSD. Ipak, troškovi osiguranja (od 105.155.788 RSD) su, i u ovoj liniji poslovanja, bili veći od dela bruto premije namenjenog njihovom pokriću. Tačnije, iako je od bruto premije prvobitno izdvojeno 31,98% na ime režijskog dodatka, stvarno učešće troškova sprovođenja osiguranja je dostiglo 40,09% u 2013. godini. Stoga realan iznos tehničke premije odgovara bruto premiji umanjenoj za troškove sprovođenja osiguranja (videti tabelu 5.33).

Tabela 5.32. Obračun iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samopridržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija u samopridržaju	Procenat tehničke premije	Tehnička premija	Tehnička premija u samopridržaju	Prenosna tehnička premija na početku godine	Prenosna tehnička premija na kraju godine	Merodavna tehnička premija	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na kraju godine	Merodavna tehnička premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4=1*3	5	6	7	8=4+6-7	9	10	11=5+9-10
2009	338.511.613	332.661.888	68,02%	230.255.599	226.276.616	217.514.450	121.941.021	325.829.028	217.514.447	121.941.020	321.850.044
2010	297.526.707	293.816.302	68,02%	202.377.666	199.853.849	121.941.069	120.247.911	204.070.824	121.941.020	120.247.862	201.547.006
2011	317.350.912	312.610.971	68,02%	215.862.091	212.637.983	120.247.888	126.146.490	209.963.489	120.247.862	126.146.462	206.739.383
2012	292.187.771	285.547.585	68,02%	198.746.122	194.229.467	126.146.480	108.959.779	215.932.823	126.146.462	108.959.764	211.416.166
2013	262.240.020	257.529.960	68,02%	178.375.662	175.171.879	108.959.761	92.246.845	195.088.577	108.959.764	92.246.847	191.884.795

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Tabela 5.33. Obračun realnih iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samopridržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)

Godina	Bruto fakturisana premija	Premija u samopridržaju	Realan procenat tehničke premije	Realna tehnička premija	Realna tehnička premija u samopridržaju	Prenosna tehnička premija na početku godine	Prenosna tehnička premija na kraju godine	Realna merodavna tehnička premija	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na početku godine	Prenosna tehnička premija u samopridržaju na kraju godine	Realna merodavna tehnička premija u samopridržaju
Obračun	1	2	3	4=1*3	5	6	7	8=4+6-7	9	10	11=5+9-10
2009	338.511.613	332.661.888	45,35%	153.512.627	150.859.818	96.684.292	54.202.290	195.994.629	145.018.034	81.298.723	214.579.129
2010	297.526.707	293.816.302	47,11%	140.166.760	138.418.764	58.494.482	57.682.283	140.978.958	84.456.343	83.283.662	139.591.445
2011	317.350.912	312.610.971	53,78%	170.676.267	168.127.053	75.174.573	78.862.163	166.988.678	95.076.705	99.740.567	163.463.191
2012	292.187.771	285.547.585	54,64%	159.637.948	156.010.056	81.386.071	70.297.707	170.726.312	101.324.052	87.519.258	169.814.850
2013	262.240.020	257.529.960	59,90%	157.084.232	154.262.861	84.500.666	71.539.436	170.045.462	95.954.014	81.235.999	168.980.876

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

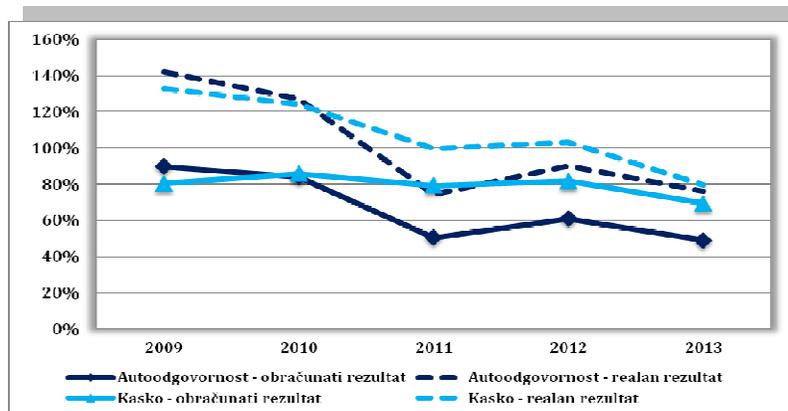
Realna merodavna tehnička premija u samopridržaju po obuhvaćenim polisama iznosi 168.390.036 RSD u 2013. godini, tj. veća je ne samo od očekivane vrednosti, već i od vrednosti pod rizikom ukupnog iznosa šteta na datom nivou poverenja. Stoga se može zaključiti da je merodavnom tehničkom premijom kompanije obezbeđen dovoljan iznos sredstava za pokriće rizika premije u kasko osiguranju, tj. da nije potrebno izdvojiti dodatni iznos kapitala u date svrhe (videti tabelu 5.34).

Tabela 5.34. *Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije u osiguranju motornih vozila*

Obračun	Pokazatelj	Vrednost (u RSD)
1	Vrednost pod rizikom za ukupan iznos šteta	124.254.009
2	Očekivana vrednost ukupnog iznosa šteta	96.023.561
3	Realan iznos merodavne tehničke premije u samopridržaju	168.980.876
4=3-2	Dodatak za sigurnost	72.957.315
5= max(1-2-4, 0)	Zahtevani kapital za pokriće rizika premije	0

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Validnost rezultata primenjenog internog modela, prema kojima je merodavna tehnička premija dovoljna za pokriće očekivanog iznosa šteta u obema linijama poslovanja, može biti dodatno ispitana kroz obračun realnog merodavnog tehničkog rezultata. Kao procentualno učešće merodavnih šteta u merodavnoj tehničkoj premiji, merodavni tehnički rezultat se, u aktuarskoj praksi, koristi za proveru adekvatnosti premije i korekciju njene eventualne potcenjenosti, odnosno precenjenosti. Ukoliko je vrednost datog rezultata pozitivna (tj. manja od 100%), premija je dovoljna za pokriće odnosnih šteta, i obrnuto. Da bi se vrednost datog pokazatelja mogla smatrati realnom, potrebno je, prilikom obračuna merodavne tehničke premije, uzeti u obzir stvarne troškove poslovanja osiguravača, umesto režijskog dodatka. Na osnovu podataka koji su sadržani u tabelama 5.27, 5.28 i 5.32, 5.33, moguće je izračunati vrednost datog pokazatelja u slučaju posmatrane kompanije.



Grafikon 5.15. *Obračunati i realan merodavni tehnički rezultat (2009-2013.)*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Obračunati merodavni tehnički rezultat u 2013. godini iznosio je 48,92% u osiguranju od autoodgovornosti, odnosno 69,54% u kasko osiguranju. Iako na većem nivou (od 76,11%, odnosno 79,78%), realna vrednost ovog rezultata je bila i dalje pozitivna u obema linijama poslovanja, čime se potvrđuje dovoljnost merodavne tehničke premije u njima. Pri tome je ostvaren značajan pad realne vrednosti merodavnog tehničkog rezultata u poređenju sa 2009. godinom, kada je on iznosio 142,36% u osiguranju od autoodgovornosti, odnosno 133,78% u kasko osiguranju motornih vozila za datu kompaniju (videti grafikon 5.15). Ipak, na osnovu raspoloživih podataka nije moguće projektovati trend kretanja ovog pokazatelja u budućnosti, pošto posmatrani vremenski period nije dovoljan da obuhvati efekte ciklusa tržišta osiguranja. Interesantno je primetiti da je u kasko osiguranju smanjeno odstupanje između obračunatog i realnog merodavnog tehničkog rezultata tokom vremena, dok je ono i dalje relativno veliko u osiguranju od autoodgovornosti, ukazujući na konstantno prisutan problem nepokrivenosti troškova poslovanja režijskim dodatkom u toj liniji poslovanja.

Kao što je već obrazloženo, premija osiguranja bi trebalo da bude dovoljna za pokriće ne samo očekivanog iznosa šteta, već i troškova poslovanja osiguravajuće kompanije. Pored šteta koje su se desile u prošlosti, važno je sagledati očekivane iznose šteta i troškova narednog obračunskog perioda, po još uvek važećim polisama osiguranja. Stoga je, da bi obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije bio potpun, neophodno testirati adekvatnost prenosne premije, kako bi se ispitalo da li postoji potreba za izdvajanjem rezervi za neistekle rizike u svakoj od linija poslovanja.

Tabela 5.35. *Rezultati testa adekvatnosti prenosne premije (u RSD)*

Linija poslovanja	Prenosna premija u samopridrž. na kraju godine	Neto odloženi akvizicioni troškovi	Prosečan neto racio šteta (2011-2013.)	Prosečan neto racio administrat. troškova (2011-2013.)	Buduće merodavne štete u samopridrž.	Budući neto administrat. troškovi	Rezerva za neistekle rizike
Obračun	1	2	3	4	5=1*3	6=1*4	7=max(1*(3+4+2/1-1),0)
Auto-odgovorn.	554.738.000	124.361.315	42,29%	19,94%	234.598.700	110.614.757	0
Kasko osiguranje	135.617.241	28.029.376	52,50%	18,26%	71.199.052	24.763.708	0
Ukupno	690.355.241	152.390.691	-	-	305.797.752	135.378.465	0

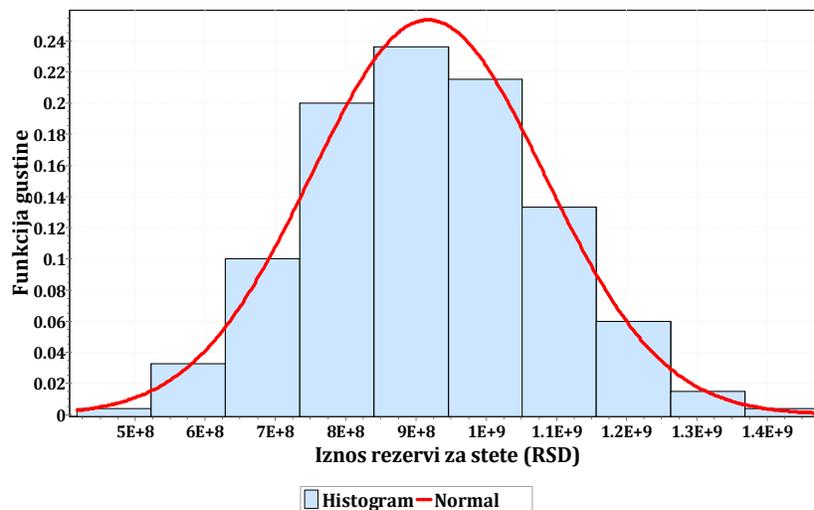
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu finansijskih izveštaja i internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Predmet testa adekvatnosti prenosne premije je poznati iznos prenosne premije u samopridržaju na kraju prethodne godine. Da bi se proverila njena adekvatnost za pokriće očekivanih budućih šteta i troškova, neophodno je, najpre, alocirati odložene akvizicione

troškove, iskazane u aktivi bilansa stanja kompanije, po pojedinim linijama poslovanja, što može biti ostvareno u srazmeri sa njihovim učešćem u ukupnim prihodima od premije. U istoj proporciji mogu biti distribuirani između linija poslovanja administrativni troškovi, čiji je iznos sadržan u bilansu uspeha osiguravača, a na osnovu kojih se obračunava racio administrativnih troškova. Projekcija očekivanih merodavnih šteta u samoprdržaju i neto administrativnih troškova u vezi sa važećim polisama osiguranja po linijama poslovanja tokom naredne poslovne godine zasnovana je na prosečnim vrednostima neto racija šteta i neto racija administrativnih troškova, izračunatim za prethodni trogodišnji period. Sprovedeni LAT test pokazuje da je iznos prenosne premije u obema linijama poslovanja kompanije adekvatan, tj. da ne postoji potreba za formiranjem rezervi za neistekle rizike (videti tabelu 5.35). Time je, ujedno, potvrđena prihvatljivost dobijenih rezultata obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika dovoljnosti premije osiguranja.

5.2.3.2. Obračun zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika rezervi za štete

Merenje rizika rezervi za štete, u okviru definisanog parcijalnog internog modela, podrazumeva primenu *bootstrapping* tehnike kojom se, polazeći od inicijalno raspoloživog trougla razvoja, kreira proizvoljno veliki broj „pseudo“ trouglova, koji omogućuju simuliranje ukupne raspodele rezervi za štete. U konkretnoj studiji slučaja, osnov za primenu *bootstrapping* tehnike su trouglovi razvoja kumulativnih isplata šteta u osiguranju od autoodgovornosti i u kasko osiguranju motornih vozila (videti tabele 5.12 i 5.14).



Grafikon 5.16. Histogram frekvencija ukupnih rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti i prilagođena funkcija gustine

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

U slučaju osiguranja od autoodgovornosti, kao rezultat 10.000 *bootstrapping* simulacija dobijeni su iznosi rezervi za štete koji mogu biti aproksimirani normalnom raspodelom, sa parametrima čije su ocenjene vrednosti: $\hat{\mu} = 917.194.156$ i $\hat{\sigma}^2 = 27.666.854.563.511.200$. Na grafikonu 5.16 prikazani su histogram frekvencija za simulirane podatke i odgovarajuća funkcija gustine normalne raspodele.

Shodno rezultatima *Kolmogorov-Smirnov* testa, nulta hipoteza, prema kojoj simulirani podaci o ukupnim rezervama za štete u datoj liniji poslovanja slede normalnu raspodelu, ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 5.36).

Tabela 5.36. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele ukupnih rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti

Test	Kolmogorov - Smirnov		
Obim uzorka	10.000		
Statistika testa	0,02110		
P-vrednost	0,75661		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,04294	0,04800	0,05151
Prihvatljivost H_0	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Očekivana vrednost simulirane raspodele ukupnih rezervi za štete od 917.194.156 RSD predstavlja tehnikom *bootstrapping*-a dobijenu ocenjenu vrednost rezervi za štete kompanije u osiguranju od autoodgovornosti. Standardna greška predviđanja rezervi, kao kvadratni koren varijanse iste raspodele, ocenjena je u iznosu od 166.333.564 RSD, što rezultuje koeficijentom varijacije ukupnih rezervi od 18% (videti tabelu 5.37).

Tabela 5.37. Rezultati primene *bootstrapping* tehnike pri rezervisvanju u osiguranju od autoodgovornosti

Period nastanka	Ocenjena vrednost rezervi za štete (RSD)	Ocenjena standardna greška predviđanja rezervi za štete		Gornja granica dvostranog 99% intervala poverenja ukupnih rezervi za štete (RSD)
		RSD	%	
2004	0	-	-	-
2005	5.258.609	3.095.720	59%	9.136.942
2006	22.217.664	4.869.666	22%	28.302.675
2007	32.883.833	7.971.403	24%	42.844.695
2008	50.082.892	12.125.042	24%	65.234.035
2009	81.112.902	42.502.816	52%	134.223.335
2010	86.074.289	46.471.361	54%	144.143.715
2011	115.845.738	55.193.870	48%	184.814.588
2012	174.695.791	67.501.878	39%	259.044.414
2013	349.022.438	103.697.632	30%	478.600.351
Ukupno	917.194.156	166.333.564	18%	1.346.334.751

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Vrednost pod rizikom na nivou poverenja od 99,5% za simuliranu raspodelu jednaka je gornjoj granici dvostranog 99% intervala poverenja ukupnih rezervi za štete od 1.346.334.750 RSD. Pošto su stvarno formirane rezerve za štete (kao rezultat primene *chain ladder* metode rezervisanja) u datoj liniji poslovanja (od 921.462.273 RSD) veće od očekivane vrednosti odnosno raspodele, razlika između dveju veličina predstavlja odbitnu stavku zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika dovoljnosti rezervi. Imajući u vidu da je dati obračun zasnovan na bruto rezervisanim štetama, u cilju uvažavanja efekata reosiguranja i obezbeđenja konzistentnog tretmana rizika premije i rizika rezervi, rezultujući kapitalni zahtev može biti korigovan stopom samoprdržaja, kao količnikom merodavnih šteta u samoprdržaju i ukupnih merodavnih šteta prethodne poslovne godine. Time se dolazi do konačnog kapitalnog zahteva na ime rizika rezervi u osiguranju od autoodgovornosti od 416.621.453 RSD (videti tabelu 5.38).

Tabela 5.38. *Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi u osiguranju od autoodgovornosti*

Obračun	Pokazatelj	Vrednost (u RSD)
1	Vrednost pod rizikom za ukupne rezerve za štete	1.346.334.750
2	Očekivana vrednost ukupnih rezervi za štete	917.194.156
3	Izdvojene ukupne rezerve za štete	921.462.273
4=3-2	Potcenjenost/precenjenost ukupnih rezervi za štete	4.268.117
5	Stopa samoprdržaja	0,98058
6=(1-2-4)*5	Zahtevani kapital za pokriće rizika rezervi	416.621.453

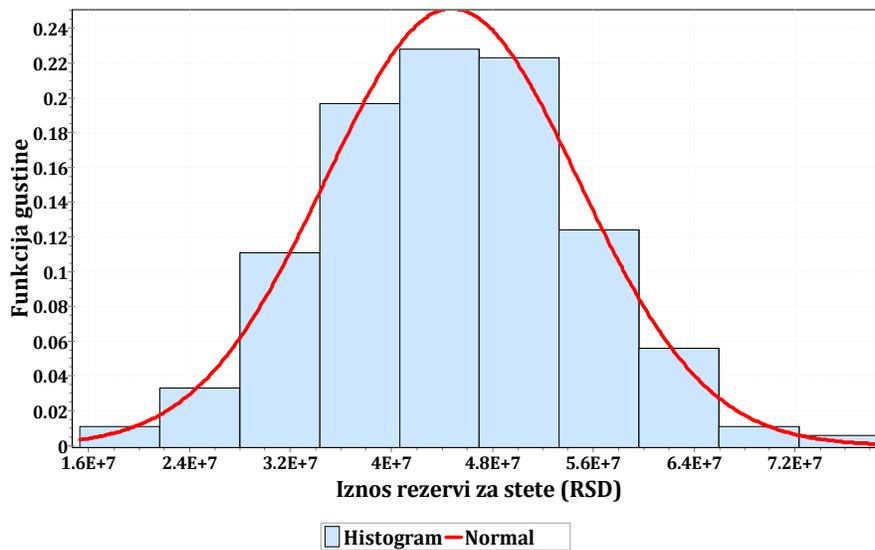
Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Poput osiguranja od autoodgovornosti, simuliranim iznosima rezervi za štete u osiguranju motornih vozila se prilagođava normalna raspodela, za koju su ocenjene vrednosti parametara: $\hat{\mu} = 44.800.969$ i $\hat{\sigma}^2 = 100.950.468.246.831$. Histogram frekvencija simuliranih iznosa rezervi i funkcija gustine date raspodele su prikazani na grafikonu 5.17. Rezultati sprovedenog *Kolmogorov-Smirnov* testa pokazuju da nulta hipoteza o normalnoj distribuciji rezervi ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5% (videti tabelu 5.39).

Tabela 5.39. *Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila*

Test	Kolmogorov - Smirnov		
Obim uzorka	10.000		
Statistika testa	0,01253		
P-vrednost	0,99705		
Nivo značajnosti	0,05	0,02	0,01
Kritična vrednost	0,04294	0,04800	0,05151
Prihvatljivost H_0	Da	Da	Da

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.



Grafikon 5.17. Histogram frekvencija ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila i prilagođena funkcija gustine

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Primenom *bootstrapping* tehnike, ocenjena je vrednost ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila od 44.800.969 RSD. Standardna greška predviđanja datih rezervi iznosi 10.047.411 RSD u apsolutnom, odnosno 22% u relativnom smislu (videti tabelu 5.40). Vrednost pod rizikom simulirane raspodele ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila na nivou poverenja 99,5% iznosi 70.723.290 RSD.

Tabela 5.40. Rezultati primene *bootstrapping* tehnike pri rezervisanju u osiguranju motornih vozila

Period nastanka	Ocenjena vrednost rezervi za štete (RSD)	Ocenjena standardna greška predviđanja rezervi za štete		Gornja granica dvostranog 99% intervala poverenja ukupnih rezervi za štete (RSD)
		RSD	%	
Jan-jun 2009	0	-	-	-
Jul-dec 2009	0	-	-	-
Jan-jun 2010	0	-	-	-
Jul-dec 2010	0	-	-	-
Jan-jun 2011	181.789	413.321	227%	878.004
Jul-dec 2011	271.799	511.697	188%	1.133.723
Jan-jun 2012	729.037	1.007.629	138%	2.426.332
Jul-dec 2012	1.652.769	1.433.024	87%	4.066.617
Jan-jun 2013	3.500.525	2.881.716	82%	8.354.611
Jul-dec 2013	38.465.047	9.141.869	24%	53.864.003
Ukupno	44.800.968	10.047.411	22%	70.723.290

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Kao i u osiguranju od autoodgovornosti, stvarno izdvojene rezerve za štete (od 45.174.420 RSD) su veće od očekivane vrednosti simulirane raspodele, što dovodi do smanjenja zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika rezervi. Istovremeno, kapitalni zahtev neće biti dalje smanjen po osnovu efekata reosiguranja, budući da u prethodnoj poslovnoj godini nije bilo učešća reosiguravača u pokriću rešenih i rezervisanih šteta u datoj liniji poslovanja (videti tabelu 5.20). Ishod sprovedenog obračuna je solventnosni kapitalni zahtev na ime rizika rezervi u osiguranju motornih vozila od 25.548.870 RSD (videti tabelu 5.41).

Tabela 5.41. *Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi u osiguranju motornih vozila*

Obračun	Pokazatelj	Vrednost (u RSD)
1	Vrednost pod rizikom za ukupne rezerve za štete	70.723.290
2	Očekivana vrednost ukupnih rezervi za štete	44.800.968
3	Izdvojene ukupne rezerve za štete	45.174.420
4=3-2	Potcenjenost/precenjenost ukupnih rezervi za štete	373.452
5	Stopa samopridržaja	1
6=(1-2-4)*5	Zahtevani kapital za pokriće rizika rezervi	25.548.870

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Kako bi dobijeni rezultati obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi bili pouzdani, neophodno je formirane rezerve za štete kompanije, na kojima su oni zasnovani, budu adekvatne. Drugim rečima, da bi smanjenje kapitalnog zahteva po osnovu identifikovane precenjenosti rezervi za štete bilo opravdano, potrebno je da rezultat *run-off* analize, kojom se proverava dovoljnost tih rezervi, bude pozitivan.

Tabela 5.42. *Rezultati testa adekvatnosti rezervi za štete (u RSD)*

Linija poslovanja	Period obračuna	Ukupne rezerve za štete na početku perioda	Rešene štete tokom perioda koje su nastale pre početka perioda	RBNS na kraju perioda za štete koje su nastale pre početka perioda	IBNR na kraju perioda za štete koje su nastale pre početka perioda	<i>Run-off</i> rezultat	
Obračun		1	2	3	4	5=1-(2+3+4)	6=5/1
Auto-odgovorn.	01.01.-31.12.2011.	929.926.249	219.086.816	316.173.137	320.852.509	73.813.785	7,94%
	01.01.-31.12.2012.	877.700.715	222.920.920	238.937.942	465.822.231	-49.980.377	-5,69%
	01.01.-31.12.2013.	928.175.580	184.184.947	180.878.067	456.349.033	106.763.534	11,50%
Prosečna vrednost:						4,58%	
Kasko osiguranje	01.01.-31.12.2011.	58.103.501	37.748.758	16.286.182	6.409.848	-2.341.288	-4,03%
	01.01.-31.12.2012.	72.143.551	31.072.545	20.717.082	5.174.541	15.179.383	21,04%
	01.01.-31.12.2013.	62.052.364	24.476.969	17.412.429	4.188.940	15.974.026	25,74%
Prosečna vrednost:						14,25%	

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Predmet *run-off* analize su ukupne rezerve za štete kompanije, bez efekata reosiguranja, po svakoj od linija poslovanja. S obzirom da se, u okviru posmatranog parcijalnog internog modela, određuje potreban iznos sredstava za pokriće rizika osiguranja u jednoj poslovnoj godini, od interesa je sagledati *run-off* rezultat u jednogodišnjem vremenskom periodu. Uopšteniji zaključci o kvalitetu rezervisanja mogu biti dobijeni uprosečavanjem više uzastopnih jednogodišnjih *run-off* rezultata.

U slučaju posmatrane kompanije, prosečna vrednost jednogodišnjih *run-off* rezultata za poslednje tri poslovne godine je pozitivna u obema linijama poslovanja. Iako je, u pojedinim godinama, stvarni razvoj šteta bio nepovoljniji od očekivanog, zabeleženi negativni *run-off* rezultati u njima nisu prevazilazili donji prag tolerancije od -10% (videti tabelu 5.42). Sprovedeni LAT test upućuje na zaključak da su izdvojene rezerve za štete kompanije adekvatne, zbog čega se i izračunati zahtevani iznosi kapitala za pokriće rizika dovoljnosti rezervi mogu smatrati verodostojnim.

5.2.3.3. Obračun zahtevanog iznosa kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja

Ukupan iznos kapitala koji bi osiguravajuća kompanija trebalo da obezbedi radi zaštite od rizika neživotnih osiguranja može biti određen agregiranjem prethodno izračunatih individualnih kapitalnih zahteva. Definisani parcijalni interni model podrazumeva agregiranje kapitalnih zahteva na dva nivoa: najpre na nivou pojedinih linija poslovanja, uvažavajući međusobnu (ne)zavisnost rizika premije i rizika rezervi unutar svake od njih (u okviru obrasca 4.72), a zatim na nivou kompanije kao celine, uvažavajući međusobnu interakciju linija poslovanja (primenom obrasca 4.73).

Analiza senzitiviteta omogućuje ispitivanje uticaja različitih mogućih vrednosti koeficijenta korelacije između rizika, odnosno linija poslovanja, na ukupan zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja. Logično je pretpostaviti da se vrednost koeficijenta korelacije između rizika premije i rizika rezervi unutar jedne linije poslovanja kreće između 0, kao krajnje optimistične, i 0,5, kao krajnje pesimističke vrednosti, koja je usvojena u okviru standardnog pristupa koncepta Solventnost II. Otuda, odnos dva rizika može biti opisan kompromisnom vrednošću datog koeficijenta od 0,25.

Rezultujući kapitalni zahtev u osiguranju od autoodgovornosti, u iznosu od 1.426.555.109 RSD, veći je za 7,17% u odnosu na situaciju međusobne nezavisnosti rizika premije i rizika rezervi, i manji za 5,90% u odnosu na situaciju kada bi koeficijent korelacije između dva rizika iznosio 0,5. Apsolutni efekat diverzifikacije rizika premije i rezervi, kao

razlika između prostog zbira odnosnih kapitalnih zahteva i izračunatog kapitalnog zahteva, u datoj liniji poslovanja iznosi 254.243.683 RSD. Odgovarajući kapitalni zahtev za pokriće rizika neživotnih osiguranja u osiguranju motornih vozila, sa druge strane, nije osetljiv na pretpostavku u pogledu međusobnog odnosa tih rizika, budući da on služi samo za pokriće rizika rezervi, pa se izjednačava sa odnosnim kapitalnim zahtevom od 25.548.870 RSD (videti tabelu 5.43). Dakle, u okviru date linije poslovanja su u potpunosti izostali efekti diverzifikacije između rizika premije i rizika rezervi prilikom agregiranja odnosnih kapitalnih zahteva.

Tabela 5.43. *Zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja po linijama poslovanja (u RSD)*

Koefficient korelacije između rizika premije i rizika rezervi	0	0,25	0,50
Linija poslovanja			
Osiguranje od autoodgovornosti	1.331.058.894	1.426.555.109	1.516.047.882
Kasko osiguranje motornih vozila	25.548.870	25.548.870	25.548.870

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Raspon mogućih vrednosti koeficijenata korelacije između linija poslovanja je relativno širi. Pored pretpostavljene međusobne nezavisnosti, odnosno perfektne korelisanosti linija, vrednosti koeficijenata korelacije među njima mogu biti direktno preuzete iz standardnog pristupa koncepta Solventnost II (videti tabelu 4.7), odnosno ocenjene na bazi raspoloživih podataka.

Koeficijenti korelacije između linija poslovanja na tržištu neživotnih osiguranja Srbije su ocenjeni primenom prethodno obrazloženog *Hürlimann*-ovog (2008) pristupa. U date svrhe, po pojedinim linijama poslovanja prikupljeni su podaci o fakturisanim i prenosnim premijama (na bazi kojih su izračunate merodavne premije), kao i o rešenim i rezervisanim štetama u samopridržaju, koji se odnose na vremenski period 2006-2013. godine. Kao izvor podataka je korišćena javno dostupna baza podataka Narodne banke Srbije. Prikupljeni podaci su pregrupisani u skladu sa segmentacijom linija poslovanja koju predviđa koncept Solventnost II (videti tabelu 4.1). Primenom obrazaca (4.85-4.87), odnosno (4.89-4.92), ocenjene su volatilnosti kombinovanog racija rizika premije i rizika rezervi unutar i između pet najvećih linija poslovanja (prema premijskom prihodu) na domaćem tržištu neživotnih osiguranja, da bi zatim, na osnovu obrasca (4.94) bili ocenjeni koeficijenti korelacije među njima (videti tabelu 5.44).

Mogućnosti primene dinamičkog modela merenja rizika osiguranja pri utvrđivanju margine solventnosti u Srbiji

Tabela 5.44. *Ocenjene vrednosti koeficijenata korelacije između linija poslovanja na tržištu neživotnih osiguranja Srbije*

Linija poslovanja	Osiguranje od autoodgovornosti	Kasko osiguranje motornih vozila	Pomorsko, vazdušno i transportno osiguranje	Osiguranje od požara i ostala osiguranja imovine	Osiguranje od opšte odgovornosti
Osiguranje od autoodgovornosti	1				
Kasko osiguranje motornih vozila	0,2358	1			
Pomorsko, vazdušno i transportno osiguranje	0,9560	-0,0436	1		
Osiguranje od požara i ostala osiguranja imovine	-0,0785	-0,2348	-0,2587	1	
Osiguranje od opšte odgovornosti	-0,0412	-0,4477	0,0310	0,2231	1

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu podataka Narodne banke Srbije (<http://www.nbs.rs>).

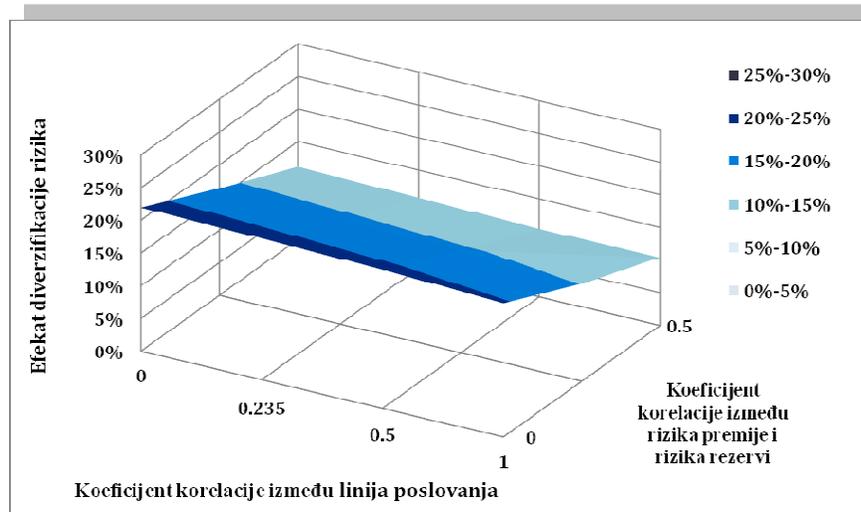
U kontekstu predmetne studije slučaja, relevantna je ocenjena vrednost koeficijenta korelacije između osiguranja od autoodgovornosti i ostalih osiguranja motornih vozila od 0,2358. Pri datoj vrednosti i koeficijentu korelacije između rizika premije i rizika rezervi unutar svake od linija poslovanja od 0,25, dobijen je zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja na nivou posmatrane osiguravajuće kompanije kao celine od 1.432.774.321 RSD. Takav kapitalni zahtev je za 1,33% manji u poređenju sa zahtevom koji bi odgovarao perfektnoj pozitivnoj korelisanosti linija poslovanja, pri ostalim nepromenjenim uslovima (videti tabelu 5.45).

Tabela 5.45. *Zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja na nivou osiguravajuće kompanije (u RSD)*

		Koeficijent korelacije između linija poslovanja			
		0	0,235	0,50	1
Koeficijent korelacije između rizika premije i rizika rezervi	0	1.331.304.069	1.337.293.475	1.344.015.467	1.356.607.764
	0,25	1.426.783.874	1.432.774.321	1.439.499.599	1.452.103.979
	0,50	1.516.263.145	1522.254.440	1.528.982.418	1.528.982.418

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Efekat diverzifikacije rizika, koji se ostvaruje pri različitim iznosima ukupnog zahtevanog kapitala, kojima rezultuje analiza senzitiviteta, može biti iskazan procentualno u odnosu na prost zbir prethodno izračunatih pojedinačnih kapitalnih zahteva (u iznosu od 1.706.347.662 RSD). Grafikon 5.18 ilustruje obrnuto srazmernu vezu između ukupnog efekta diverzifikacije rizika i mogućih vrednosti koeficijenata korelacije između rizika premije i rizika rezervi, odnosno između linija poslovanja.



Grafikon 5.18. *Efekat diverzifikacije rizika kao funkcija koeficijenata korelacije između rizika i između linija poslovanja*

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

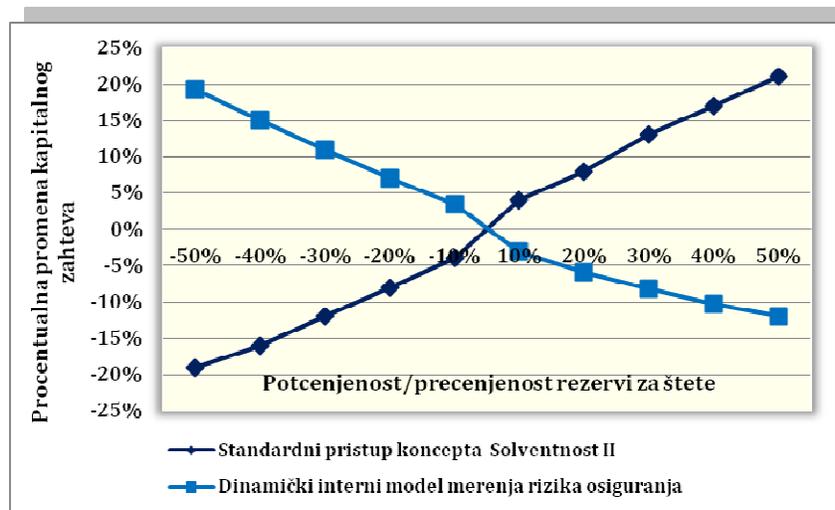
Najveći efekat diverzifikacije rizika (od 21,98%) se ostvaruje pri pretpostavljenoj nultoj korelisanosti kako rizika, tako i linija poslovanja. Kada bi poslovne linije bile perfektno pozitivno korelisane, a koeficijent korelacije između rizika premije i rizika rezervi u njima bio 0,5, isti efekat bi iznosio svega 10,39%. Ukupan efekat diverzifikacije rizika pri vrednostima koeficijenata korelacije koje su usvojene u okviru parcijalnog internog modela (od 0,25 za rizik premije i rizik rezervi, odnosno 0,235 za linije poslovanja) dostiže 16,03% u slučaju posmatrane osiguravajuće kompanije.

5.3. DISKUSIJA REZULTATA ISTRAŽIVANJA

Precizna ocena aktuarskih rizika predstavlja ključni preduslov određivanja iznosa kapitala koji je potreban za njihovo pokriće. Ukoliko je kapitalni zahtev potcenjen, dugoročna platežna sposobnost osiguravača i, samim tim, interesi njegovih osiguranika, će biti ugroženi. Precenjeni kapitalni zahtev, sa druge strane, implicira niži od mogućeg prinosa na uložena sredstva vlasnika osiguravajuće kompanije. Stoga je pouzdano merenje rizika osiguranja važno kako sa aspekta očuvanja solventnosti, tako i sa aspekta ostvarenja profitabilnosti osiguravača.

Najvažnije kategorije kojima se aproksimira izloženost aktuarskim rizicima u neživotnom osiguranju su premije i rezerve za štete. Njihove vrednosti se određuju primenom odgovarajućih aktuarskih i matematičko-statističkih metoda u odnosu na podatke o realizovanim štetama u prošlosti. Međutim, kapitalni zahtev koji je zasnovan na

datim kategorijama će, u situaciji kada njihove vrednosti nisu adekvatne, takođe biti neadekvatan. U uslovima primene standardnog pristupa koncepta Solventnost II, na primer, rezervisane štete koje su niže od realnih dovode do sniženja solventnosnog kapitalnog zahteva, koji bi, u stvari, trebalo da bude veći, i obrnuto. Da su, u slučaju posmatrane osiguravajuće kompanije, rezervisane štete u osiguranju od autoodgovornosti bile potcenjene za 10%, zahtevani kapital za pokriće rizika neživotnih osiguranja bi, prema standardnom pristupu, bio za 4,03% manji od prethodno izračunatog, iako bi rizik rezervi, objektivno, bio povećan. Suprotno, precenjenost rezervi za štete od 10% bi uzrokovala nelogičan porast istog kapitalnog zahteva za 4,11%. Kada bi, umesto standardnog pristupa, bio primenjen predloženi interni model za merenje rizika osiguranja, ukupni kapitalni zahtev bi bio povećan za 3,38% u prvom slučaju, odnosno smanjen za 3,09% u drugom slučaju (videti grafikon 5.19). Stoga, rezultati obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika osiguranja ne mogu biti prihvaćeni bez prethodne provere adekvatnosti premija i rezervisanih šteta kompanije.



Grafikon 5.19. Procentualna promena ukupnog kapitalnog zahteva u slučaju potcenjenosti/precenjenosti rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

U datom kontekstu, posebnu pažnju zahteva problem ocenjivanja rezervi za štete u linijama poslovanja sa dugim repom. Nove metode rezervisanja (poput pristupa *Merz*-a i *Wüthrich*-a) nastoje da modeliraju rizik rezervi za štete u okviru jedne poslovne godine, adekvatno dinamički evaluacije solventnosti osiguravača. Međutim, jednogodišnji vremenski horizont nije dovoljan okvir za sagledavanje stvarnog varijabiliteta šteta u takvim linijama poslovanja. Posledično, primena takvih metoda implicira mogućnost potcenjenih rezervi za

štete i, samim tim, i solventnosnog kapitalnog zahteva osiguravača. Dugoročnim linijama poslovanja u neživotnom osiguranju su primerenije metode rezervisanja koje su usmerene ka kvantifikaciji varijabiliteta šteta tokom celokupnog perioda do konačnog izmirenja odnosnih obaveza osiguravača. Pri tome je interesantno primetiti da je, u okviru date studije slučaja, ocenjeni koeficijent varijacije ukupnih rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti relativno niži u okviru predloženog parcijalnog internog modela (18%) u poređenju sa *Mack*-ovom metodom rezervisanja (19%). Stoga se može zaključiti da je, u datoj liniji poslovanja, *bootstrapping* tehnika robustnija u poređenju sa *Mack*-ovom i *chain ladder* metodom rezervisanja, koje daju istu ocenjenu vrednost rezervisanih šteta (videti tabelu 5.46).

Tabela 5.46. *Uporedni prikaz rezultata različitih metoda rezervisanja*

Metoda rezervisanja	<i>Chain ladder</i> metoda	<i>Mack</i> -ova (1993) metoda		<i>Bootstrapping</i> tehnika	
	Ocenjena vrednost ukupnih rezervi (RSD)	Ocenjena vrednost ukupnih rezervi (RSD)	Koeficijent varijacije ukupnih rezervi	Ocenjena vrednost ukupnih rezervi (RSD)	Koeficijent varijacije ukupnih rezervi
Linija poslovanja					
Autoodgovornost	921.462.273	921.462.273	19%	917.194.156	18%
Kasko osiguranje	45.174.420	45.174.420	22%	44.800.968	22%

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Uvažavanje diverzifikacije rizika je posebno važan element pouzdanog merenja rizika osiguranja pri kalkulaciji zahtevane margine solventnosti osiguravača. Diverzifikacija rizika zauzima neizostavno mesto u sistemu uspešnog upravljanja rizicima sa kojima se suočava osiguravajuća kompanija u svom poslovanju. Eksplicitnim modeliranjem efekata diverzifikacije, modeli utvrđivanja margine solventnosti doprinose kvalitetnijem upravljanju rizicima osiguranja. Veći broj sukcesivnih nivoa na kojima se vrši agregiranje pojedinačnih kapitalnih zahteva, uzimajući u obzir interakcije rizika na svakom od njih, doprinosi preciznijem merenju rizika osiguranja i uspostavljanju direktne veze između konačnog solventnosnog kapitalnog zahteva i stvarnog rizičnog profila osiguravača. Naravno, ukupan efekat diverzifikacije rizika osiguranja, u svakom konkretnom slučaju, zavisi od većeg broja faktora, koji mogu biti uzeti u obzir, poput strukture portfelja osiguranja, geografske distribucije poslovanja, organizacione strukture i upotrebe instrumenata transfera rizika.⁷⁴²

⁷⁴² CRO Forum (2005). *A framework for incorporating diversification in the solvency assessment of insurers*. Amstelveen: The Chief Risk Officers Forum (preuzeto 15.03.2014. sa <https://www.soa.org/files/research/research-framework-inc-div.pdf>), str. 34.

5.3.1. Komparativna analiza rezultata primene statičkog i dinamičkog pristupa merenju rizika osiguranja

U okviru sprovedene studije slučaja, simulirana je primena dinamičkog koncepta merenja rizika neživotnih osiguranja pri utvrđivanju potrebnog iznosa kapitala za njihovo pokriće, najpre u vidu standardnog pristupa koncepta Solventnost II, a zatim predloženog internog modela. Puna svrsishodnost dobijenih rezultata istraživanja se postiže njihovim poređenjem sa rezultatima statičkog modela fiksnog koeficijenta, koji kompanija koristi u svrhe obračuna zahtevane margine solventnosti, u skladu sa važećom zakonskom⁷⁴³ i podzakonskom⁷⁴⁴ regulativom. Opravdanje za takvu komparativnu analizu proizilazi iz činjenice da aktuelni regulatorni pristup utvrđivanju solventnosti neživotnih osiguravača uvažava samo rizike osiguranja, kako u pogledu kategorija kojima se prezentuje izloženost tim rizicima, tako i u pogledu načina na koji su dobijene odgovarajuće vrednosti faktora rizika, o čemu je već bilo reči u prethodnim delovima rada. Otuda je logično uspostaviti paralelu između modela fiksnog koeficijenta, sa jedne, i dinamičkih pristupa kojima se modeliraju rizici neživotnih osiguranja (ali ne i drugi rizici koji ugrožavaju poslovanje osiguravača), sa druge strane.

Neophodne informacije za obračun kapitalnog zahteva prema modelu fiksnog koeficijenta, koje se odnose na fakturisane premije i merodavne štete kompanije tokom prethodnih 12, odnosno 36 meseci, proizilaze iz podataka koji su prikazani u tabelama 26,27 i 37-39. Prema zvaničnom srednjem kursu Narodne banke Srbije na dan 31.12.2013. godine od 114,6421 RSD za 1 EUR,⁷⁴⁵ određena je dinarska protivvrednost graničnih iznosa premija i šteta (od 10 mil. EUR i 7 mil EUR, respektivno), odnosno minimalnog garantnog fonda (od 2,5 mil. EUR u slučaju kasko osiguranja motornih vozila i obaveznog osiguranja od odgovornosti u saobraćaju).⁷⁴⁶ Zahtevana margina solventnosti, prema modelu fiksnog koeficijenta, odgovara minimalnom garantnom fondu od 286.605.250 RSD, koji prevazilazi iznose dobijene primenom premijskog indeksa, odnosno indeksa šteta (videti tabelu 5.47).

⁷⁴³ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 120-122.

⁷⁴⁴ Odluka o načinu utvrđivanja visine margine solventnosti. *Službeni glasnik RS*, br. 31/2005 i 21/2010.

⁷⁴⁵ Preuzeto 02.05.2014. sa: <http://www.nbs.rs/internet/cirilica/scripts/ondate.html>.

⁷⁴⁶ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011, čl. 28.

Mogućnosti primene dinamičkog modela merenja rizika osiguranja pri utvrđivanju margine solventnosti u Srbiji

Tabela 5.47. *Obračun zahtevane margine solventnosti primenom modela fiksnog koeficijenta (u RSD)*

	Ukupna premija u poslednjih 12 meseci		Premija u poslednjih 36 meseci		Stopa samopridržaja	Rezultat obračuna
	1	2	3	4	5=4/3	6=1*2*5
Premijski osnov	Iznos premije do 10 mil. EUR	1.146.421.000	0,18	Ukupna premija	Premija u samopridržaju	202.517.562
	Preostali iznos premije	233.898.690	0,16			36.727.708
	Ukupno	1.380.319.690		4.125.687.854	4.048.786.999	0,9814
	Prosečne merodavne štete u poslednjih 36 meseci		Merodavne štete u poslednjih 12 meseci		Stopa samopridržaja	Rezultat obračuna
	1	2	3	4	5=4/3	6=1*2*5
Osnov šteta	Iznos šteta do 7 mil. EUR	610.828.211	0,26	Ukupne štete	Štete u samopridržaju	156.480.749
	Preostali iznos šteta	0	0,23			0
	Ukupno	610.828.211		552.888.130	544.788.284	0,9853
Minimalni garantni fond						286.605.250

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Uporedni prikaz rezultata sprovedenih obračuna upućuje na zaključak da primena dinamičkog modela merenja rizika osiguranja, u odnosu na statički, rezultuje višim nivoom zahtevanog kapitala, čime se obezbeđuje veća pouzdanost ocene solventnosti osiguravača. Donja granica kapitala kojim kompanija mora raspolagati u svakom trenutku, utvrđena prema zvaničnoj metodologiji evaluacije solventnosti, je za 36,7% niža od mogućeg ishoda primene standardnog pristupa koncepta Solventnost II. Odstupanje je relativno veće kada se posmatraju rezultati simulacije parcijalnog internog modela i iznosi čak 79,9% (videti tabelu 5.48). Drugim rečima, da su, umesto modela fiksnog koeficijenta, bili primenjeni posmatrani dinamički modeli, zahtevani kapital osiguravača, koji određuje donji prag njegovog raspoloživog kapitala, bi bio oko 1,5 puta, odnosno gotovo 5 puta, veći od trenutnog.

Tabela 5.48. *Uporedni prikaz rezultata statičkog i dinamičkog modela obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika siguranja*

Model obračuna zahtevanog iznosa kapitala	Kapitalni zahtev (RSD)
Model fiksnog koeficijenta	286.605.250
Standardni pristup koncepta Solventnost II	452.683.505
Parcijalni interni model merenja rizika osiguranja	1.432.774.321

Izvor: Kalkulacije autora na osnovu internih baza podataka osiguravajuće kompanije.

Dobijeni rezultat komparativne analize je u skladu sa relevantnim prethodnim empirijskim istraživanjima u datoj oblasti.⁷⁴⁷ Slično, prema rezultatima poslednje studije kvantitativnog uticaja (QIS5), standardni pristup koncepta Solventnost II u proseku rezultuje dvostruko većim kapitalnim zahtevom od koncepta Solventnost I za obuhvaćene osiguravače iz zemalja EU (videti tabelu 4.10), dok je rezultat internog modela u odnosu na standardni pristup veći kod manjih i manji kod većih kompanija.⁷⁴⁸ Istovremeno, njime se dodatno potvrđuje neprimerenost postojećeg modela fiksnog koeficijenta i njegovih parametara stvarnim rizicima na tržištu neživotnih osiguranja u Srbiji. Značaj navedene konstatacije je utoliko veći ako se ima u vidu da rizici premije i rezervi, iako najvažniji, nisu jedini koji uslovljavaju dugoročnu finansijsku snagu osiguravača. Da su analizom obuhvaćeni drugi rizici osiguranja, ali i finansijski i operativni rizici, zahtevani iznos kapitala prema dinamičkim modelima bio bi još veći, a njegova potcenjenost, do koje dovodi model fiksnog koeficijenta, relativno izraženija. Konačno, prikazani rezultat naglašava nesposobnost standardnog pristupa koncepta Solventnost II da obuhvati specifične rizične karakteristike individualnih osiguravača. Jedinstvene vrednosti parametara rizika jednostavno nisu podjednako prikladne za različite osiguravače i tržišta osiguranja. Otuda se ne može smatrati začuđujućim višestruko odlaganje početka primene koncepta Solventnost II,⁷⁴⁹ niti preuranjenim pokretanje diskusije o odrednicama projekta Solventnost III,⁷⁵⁰ po ugledu na uporedne procese koji se, na globalnom nivou, ostvaruju u bankarskom sektoru.

5.3.2. Prednosti i nedostaci dinamičkog internog modela merenja rizika osiguranja

Primarni kvalitet predloženog dinamičkog internog modela se ogleda u nastojanju da se, kroz eksplicitno merenje rizika osiguranja, doprinese određivanju adekvatnog iznosa

⁷⁴⁷ Šire videti u: Doff (2006), *op. cit.*; Slim, Mansouri (2011), *op. cit.* i Savelli, N., Clemente, G.P. (2009). „Modelling Aggregate Non-Life Underwriting Risk: Standard Formula vs Internal Model“. *Proceedings XV/III International AFIR Colloquium*. Rome: International Actuarial Association.

⁷⁴⁸ EIOPA (2011), *op. cit.*, str. 114.

⁷⁴⁹ Prvobitni rok za implementaciju koncepta Solventnost II u poslovanje osiguravača u EU bio je 1. novembar 2012. godine. Šire videti u: EC (2009). „Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II)“, *Official Journal of the European Communities*, 2009/138/EC, čl. 311. Naknadno usvojenom regulativom, dati rok je preinačen na 1. januar 2014. godine. Šire videti u: EU (2012). „Directive 2012/23/EU of the European Parliament and of the Council of 12 September 2012 amending Directive 2009/138/EC (Solvency II) as regards the date for its transposition and the date of its application, and the date of repeal of certain Directives“, *Official Journal of the European Communities*, 2012/23/EU čl. 1. Zbog nemogućnosti postizanja sporazuma o pojedinim pitanjima, sve su učestalija predviđanja da će i poslednji zvanični rok početka primene Solventnosti II (1. januar 2016. godine) biti dalje odgođen.

⁷⁵⁰ Martinez Torre-Enciso, I., Hernandez Barros, R. (2010). „Solvency II, the European insurance regulation based on risks“. *Revista Universitaria Europea*, No. 12, Madrid: Universidad Complutense de Madrid, str. 129.

sredstava za pokriće kako očekivanih, tako i neočekivanih efekata realizacije tih rizika. Obračun zahtevanog kapitala je zasnovan na celokupnim raspodelama verovatnoća ukupnih šteta i rezervi za štete osiguravača, umesto na statičnim pozicijama finansijskih izveštaja. Iskustveni podaci o štetama, koji se koriste u svrhe izvođenja datih raspodela, obezbeđuju sagledavanje stvarnih rizičnih karakteristika konkretnog portfelja osiguranja, čime se otklanja problem proizvoljnosti parametara standardnog pristupa.

Model predstavlja svojevrsnu kombinaciju retrospektivnog i prospektivnog pristupa merenju rizika i utvrđivanju solventnosti, jer se, pored podataka o realizacijama rizika u prošlosti, kapitalni zahtevi zasnivaju i na projekcijama budućih šteta i troškova po važećim polisama osiguranja. Tretman rizika premije i rizika rezervi u modelu je konzistentan, ali se odnosni kapitalni zahtevi obračunavaju zasebno i po pojedinim linijama poslovanja. Time je omogućeno da, prilikom agregiranja individualnih kapitalnih zahteva, budu uzeti u obzir efekti diverzifikacije rizika, kako unutar linija poslovanja, tako i između njih. Istovremeno se, uvidom u strukturu ukupnog kapitalnog zahteva, prepoznaju kritična područja, u kojima je potrebno unaprediti sistem upravljanja rizicima, i obezbeđuje osnov za optimalnu alokaciju kapitala.

Promovisanjem obrnuto srazmerne veze između rezultujućeg kapitalnog zahteva i kategorija kojima se prezentuje izloženost rizicima neživotnih osiguranja, prevazilazi se osetljivost statičkih modela utvrđivanja solventnosti na izbor rizične varijable. Razmotreni interni model omogućuje da se, najpre, identifikuje manjak, odnosno višak, stvarnih prema realno potrebnim premijama i rezervama za štete i da se, zatim, rezultujući kapitalni zahtev koriguje u istom iznosu na više u prvom, odnosno na niže, u drugom slučaju. Stoga, pored samih kapitalnih zahteva, iz praktične primene modela proizilaze informacije koje mogu biti korisne prilikom formiranja samih premija i rezervi za štete. Na primer, odstupanja očekivane vrednosti simulirane raspodele verovatnoća ukupnog iznosa šteta od tehničke premije u samopridržaju mogu biti indikativna za eventualne promene u tarifnoj politici osiguravača. Ipak, imajući u vidu kratak vremenski period na koji se posmatranje odnosi, rezultati internog modela mogu biti korišćeni samo kao pomoćni korektivni kriterijum prilikom utvrđivanja dovoljnosti premije osiguranja. Kao primarni kriterijum adekvatnosti premije osiguranja svakako mora biti korišćen projektovani trend kretanja realnog merodavnog tehničkog rezultata, na bazi podataka iz najmanje deset prethodnih godina.

Struktura modela omogućuje da se, u svakom konkretnom slučaju njegove primene, uvažavaju karakteristike poslovanja osiguravajuće kompanije i šireg konteksta u kome se ono

ostvaruje. Podaci o štetama na osnovu kojih je, u studiji slučaja, modeliran rizik premije potiču iz jedne, poslednje poslovne godine. U datom slučaju, takav pristup je opravdan, imajući u vidu stabilnost posmatranog portfelja osiguranja u toku vremena. Skorašnje iskustvo je svakako najrelevantniji indikator mogućih dešavanja u narednoj godini, za koju se određuje potreban iznos sredstava za obezbeđenje solventnosti osiguravača. Međutim, ukoliko je razvoj šteta u neposredno prethodnoj godini bio neuobičajen, kapitalni zahtev neće biti objektivno odmeren. Interni modeli imaju korektivnu ulogu na godišnjem nivou, ali uvek postoji rizik da je posmatrana poslovna godina bila atipična po broju i/ili iznosima šteta. Stoga je, u praksi primene internog modela, neophodan oprezan pristup prilikom izbora iskustvenog vremenskog perioda i njegovo proširenje na veći broj godina, ukoliko se oceni da je to potrebno. Na ovom mestu se, takođe, može objasniti zbog čega je, iz studije slučaja, izostalo modeliranje inflatornih efekata pri određivanju najbolje procene rezervi za štete. Naime, uprkos izraženim oscilacijama po pojedinim godinama, generalna tendencija pada stope inflacije tokom relevantnog prethodnog perioda (sa čak 17,7% u 2009. na svega 2,2% u 2013. godini) i projekcija njenog budućeg nivoa⁷⁵¹ se, prilikom rezervisanja, reflektuju kroz smanjenje iznosa rezervisanih šteta (koje je utoliko veće u prisustvu njihovog diskontovanja), što nije poželjno sa aspekta očuvanja solventnosti osiguravača. Međutim, time nije isključena mogućnost da se, umesto stopom rasta opšteg nivoa cena, štete indeksiraju u odnosu na kretanje onih cena koje su relevantne za posmatrane linije poslovanja.

Sa druge strane, obuhvat rizika neživotnih osiguranja u okviru datog internog modela nije potpun. Naime, iz modela su izostali katastrofalni rizici, usled otežane mogućnosti pribavljanja relevantnih podataka, ali i specifičnog metodološkog pristupa koji takvi rizici zahtevaju. Verodostojnost rezultata njegove primene može biti narušena pod dejstvom sistematske komponente rizika premije (poput efekata tržišnih ciklusa), i promena u strukturi rizika rezervi, koje nisu anticipirane modelom.

Takođe, trebalo bi imati u vidu da svaki model, ma koliko racionalan i kompleksan, predstavlja samo grubu aproksimaciju realnosti. Za merenje međusobne zavisnosti rizika, dati model koristi formulu kvadratnog korena i koeficijente korelacije koji, kao što je poznato, zahtevaju simetrične raspodele rizičnih varijabli i njihovu međusobnu linearnu zavisnost. Korektnost rezultata agregiranja individualnih kapitalnih zahteva može biti

⁷⁵¹ Prema projekcijama Narodne banke Srbije, stopa inflacije će se, do kraja 2015. godine kretati u okviru granica dozvoljenog odstupanja od cilja od 4% +/- 1,5 p.p. Šire videti u: Narodna banka Srbije (2014). *Izveštaj o inflaciji - maj 2014*. Beograd: Narodna banka Srbije, str. 48.

dovedena u pitanje neispunjenošću navedenih uslova. Dalje, implicitna pretpostavka modela, prema kojoj je vrednost koeficijenta korelacije između rizika premije i rizika rezervi jedinstvena za sve linije poslovanja, nije sasvim opravdana, imajući u vidu moguće različite rizične karakteristike tih linija. U pojedinim situacijama, rezultujući kapitalni zahtevi mogu biti bitno različiti u zavisnosti od izabranog teorijskog modela raspodele kojim se opisuju iznosi šteta i rezervi osiguravača. Kako bi se izbegao subjektivni uticaj ljudskog faktora na ishod primene modela, potrebno je uvesti odgovarajuće objektivne testove kvaliteta prilagođavanja mogućih raspodela raspoloživim podacima.

Istovremeno, simulacija primene predloženog internog modela u okviru studije slučaja u radu pokazuje koliko je otežana upotreba stohastičkog pristupa merenju rizika osiguranja u specifičnim lokalnim uslovima poslovanja osiguravajućih kompanija. Na domaćem tržištu osiguranja su mahom prisutne osiguravajuće kompanije sa malim obimom portfelja osiguranja i niskim stepenom njegove diverzifikovanosti. Otuda i varijacije u razvoju šteta, kao i vrednostima pokazatelja profitabilnosti poslovanja, između poslovnih godina mogu biti značajne, onemogućujući pouzdano predviđanje budućih kretanja datih veličina. Dalje, logika poslovanja osiguravajućih kompanija nalaže da se premija osiguranja, koja je zarađena u jednoj godini, koristi za pokriće šteta koje su, po važećim polisama osiguranja, nastale i prijavljene u istoj godini, dok se štete koje su nastale pre posmatrane godine fundiraju u celosti iz formiranih rezervi za štete. Međutim, način na koji je interni model primenjen u radu odražava realnost poslovanja osiguravajućih kompanija u Srbiji, gde se jedan deo premije koristi i za pokriće nastalih neprijavljenih šteta, neretko usled neažurnosti osiguranika u prijavi šteta, odnosno osiguravača u njihovoj registraciji i proceni. Pošto će iznosi takvih šteta biti poznati tek u narednoj godini, one ne mogu biti obuhvaćene internim modelom u trenutku njegove primene. Stoga su, prilikom modeliranja rizika premije osiguranja, kao aproksimacija datih šteta, u studiji slučaja uzete u obzir štete koje su, po važećim polisama osiguranja prijavljene u tekućoj, a nastale u prethodnoj godini (pored šteta koje su nastale u tekućoj godini), što je uobičajen pristup u relevantnoj literaturi u oblasti aktuarstva.

Empirijski podaci daju smernice u procesu konstrukcije odgovarajućeg modela merenja rizika, i predstavljaju neophodan osnov za ocenu njegovih parametara i proveru njegove adekvatnosti. Stoga su razvoj modela za merenje rizika osiguranja i analiza prethodnog iskustva, o kome svedoče raspoloživi podaci, neraskidivo povezani i međusobno uslovljeni. Da bi predloženi interni model bio primenjen u praksi, neophodni su potpuni i tačni podaci

o polisama osiguranja i štetama osiguravača tokom dovoljno dugog vremenskog perioda. Međutim, primena modela je problematična u slučaju nedostajućih, netačnih podataka i nedovoljnog sopstvenog iskustva u obavljanju određene vrste osiguranja. Prihvatljivost rezultata modela je kritički uslovljena obimom i kvalitetom raspoložive baze podataka osiguravača.

5.3.3. Budući pravci naučnog istraživanja

Identifikovana ograničenja predloženog parcijalnog internog modela upućuju na moguće buduće pravce istraživanja problematike merenja rizika neživotnih osiguranja i utvrđivanja solventnosti osiguravača. Prostor za unapređenja postoji, kako u domenu modeliranja rizika premije i rizika rezervi za štete, tako i njihovog kombinovanog uticaja na finansijsko zdravlje osiguravača.

Najpre se, uvažavajući činjenicu da učestalost šteta nije nužno konstantna u toku jedne poslovne godine, nameće predlog za primenu nehomogenog *Poisson*-ovog procesa, čiji intenzitet varira u funkciji vremena, u svrhe modeliranja broja šteta. Sledeći postulate modela kolektivnog rizika, pretpostavljena je međusobna nezavisnost broja i iznosa pojedinačnih šteta. Iz realnog očekivanja da takva pretpostavka bude narušena u praksi, proizilazi potreba za ispitivanjem uticaja moguće pozitivne korelisanosti dveju varijabli na raspodelu agregatnog iznosa šteta i zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika dovoljnosti premije osiguranja. Istraživanjem u radu su obuhvaćene isključivo polise osiguranja sa godišnjim obračunom premije. Izuzeci definitivno postoje, zbog čega je potrebno razviti stohastički pristup za određivanje odnosne prenosne premije, kojim se uvažava varijabilitet budućih novčanih tokova po važećim višegodišnjim ugovorima o neživotnom osiguranju. Pored postojećih ugovora, model može biti proširen i na one ugovore za koje se očekuje da će biti zaključeni tokom vremenskog perioda na koji se odnosi ocena solventnosti osiguravača. U takvim okolnostima, postaje značajna međusobna suprostavljenost jednogodišnje i višegodišnje perspektive posmatranja ne samo rizika rezervi za štete, već i rizika dovoljnosti premije osiguranja.

Deterministička kriva diskontnih stopa, na osnovu koje se utvrđuje najbolja procena rezervi za štete, može biti zamenjena deflatorom, kao stohastičkom diskontnom funkcijom koja odražava realna tržišna kretanja. Pored plaćenih iznosa šteta, *run-off* trouglovi kojima se opisuje razvoj broja šteta, odnosno rezervisanih iznosa na ime prijavljenih, a nerešenih šteta, mogu pružiti korisne dodatne informacije u procesu rezervisanja, odnosno provere

adekvatnosti formiranih rezervi kompanije, zbog čega mogu biti obuhvaćeni analizom. Pri tome bi trebalo da projekcije budućih šteta i rezervi za štete uzmu u obzir korelacije koje postoje između rešenih i ukupnih prijavljenih šteta u prošlosti. U radu je pokazano na koji način pouzdanost rezultata *chain ladder* metode rezervisanja može biti povećana modeliranjem repnog faktora. Analogno tome, jedan od potencijalnih budućih pravaca istraživanja je inkorporiranje repnog faktora u okviru *bootstrapping* tehnike rezervisanja, u cilju daljeg povećanja preciznosti merenja rizika adekvatnosti rezervi za štete. Takođe, *Bayes*-ova analiza predstavlja mogući okvir istraživanja problematike merenja istog rizika u budućnosti.

Pored navedenog, interesantno bi bilo sagledati uticaj različitih mogućih šema reosiguranja na raspodelu ukupnog iznosa šteta, odnosno rezervi za štete, u predloženom internom modelu. Za određivanje individualnih kapitalnih zahteva mogu biti korišćene druge mere rizika, poput uslovne vrednosti pod rizikom. Simulacionom analizom može biti ispitan uticaj različitih mera rizika i izabranih nivoa poverenja na zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja.

U svrhe merenja međusobne zavisnosti rizika neživotnih osiguranja unutar i između linija poslovanja osiguravača, mogu biti korišćene funkcije kopula, umesto koeficijenata linearne korelacije. Preciznost ocene parametara zavisnosti može biti povećana kroz odgovarajuću kombinaciju sopstvenih i podataka tržišta osiguranja, na osnovama teorije kredibiliteta.

Konačno, kako bi ocena solventnosti bilo koje osiguravajuće kompanije bila potpuna, potrebno je, pored rizika osiguranja, modelirati i dejstvo drugih rizika koji ugrožavaju njeno poslovanje. Stoga je integracija predloženog modela sa parcijalnim modelima koji se koriste za merenje finansijskih i operativnih rizika u osiguranju, u cilju generisanja agregatnog rizičnog profila osiguravača i determinisanja odgovarajućeg ukupnog solventnosnog kapitalnog zahteva svakako logičan pravac istraživanja u budućoj perspektivi.

S obzirom na dostignuti obim i stepen razvijenosti domaćeg tržišta osiguranja, nije realno očekivati značajniju primenu internih modela za utvrđivanje solventnosnog kapitalnog zahteva na njemu u skorijoj budućnosti. Ipak, tržište bi trebalo blagovremeno pripremiti za predstojeći okvir utvrđivanja solventnosti. Kao jedan od mogućih predloga javlja se upravo razvoj tranzicionog nacionalnog standardnog pristupa, koji bi, metodološki, bio kompatibilan sa evropskim, ali sa vrednostima parametara koje su u većoj meri prilagođene karakteristikama domaćeg tržišta, kao rezultat udruženih napora organa

nadzora, osiguravača i njihovih profesionalnih udruženja. Naravno, što su vremenske serije podataka duže, dobijene ocene parametara će biti utoliko preciznije. Stoga je formiranje i vođenje adekvatne statistike osiguranja u interesu pojedinačnih društava, ali i celokupnog tržišta osiguranja. Sprovođenje studije kvantitativnog uticaja moguće primene koncepta Solventnost II na domaćem tržištu može doprineti razvoju svesti o važnosti kvalitetne statistike osiguranja, pozicioniranju u odnosu na buduće zahteve za kapitalom osiguravača u EU, ali i prepoznavanju i razumevanju sopstvenih specifičnosti koje bi trebalo da imaju odraza u odgovarajućem, na rizicima zasnovanom, pristupu utvrđivanju solventnosti osiguravača.

ZAKLJUČAK

Vođena egzistencijalnim i evolutivnim razlozima, težnja ljudi za zaštitom sopstvene imovine i ličnosti od različitih opasnosti, odnosno rizika, je iskonske prirode. Počev od nastanka prvobitnih oblika ljudskih zajednica, prisutna su nastojanja da se, udruženim formiranjem fondova, na principima uzajamnosti i solidarnosti, obezbedi kolektivno obeštećenje pojedinaca od posledica realizacije štetnih događaja. Osiguravajuće kompanije predstavljaju institucionalni vid udruživanja lica koja su izložena istim rizicima, sa ciljem zajedničkog podnošenja štete koju će pretrpeti pojedini članovi zajednice rizika. U zamenu za unapred utvrđenu i od osiguranika naplaćenu premiju osiguranja, osiguravač preuzima obavezu nadoknade posledica realizacije osiguranih rizika. Stoga je ocena finansijskog položaja osiguravajuće kompanije neraskidivo povezana sa konceptom upravljanja rizicima, kao predmetom razmatranja prvog dela disertacije.

Polazište procesa upravljanja rizicima je identifikacija rizika, sagledavanje njihove prirode, uzroka i posledica, kako bi bio određen njihov relativni značaj i izabrane odgovarajuće mere rizika. Klasifikacija rizika olakšava razumevanje načina na koje različiti rizici ugrožavaju finansijsko zdravlje osiguravajuće kompanije, što je neophodna pretpostavka za uspostavljanje prioriteta u procesu upravljanja rizicima. Uvažavajući prirodu njihove delatnosti, ali i činjenicu da se osiguravajuće kompanije javljaju kao jedan od vidova finansijskih institucija, a zatim i poslovnih subjekata u opštem smislu, najsvēobuhvatnija klasifikacija rizika kojima je izložno njihovo poslovanje obuhvata: rizike osiguranja (aktuarske ili tehničke rizike), finansijske rizike i ostale (netehničke) rizike, koji mogu biti operativne ili strategijske prirode. Rizici osiguranja proizilaze iz konkretne vrste osiguranja koju osiguravajuća kompanija obavlja, kao i određenih eksternih faktora, koji su izvan dometa njenog uticaja. Njihovo dejstvo, koje se ispoljava kroz veću frekvenciju i/ili intenzitet šteta, kao i troškova poslovanja osiguravača, u odnosu na očekivane veličine, može dovesti do nemogućnosti izmirenja obaveza prema osiguranicima. Usporedna analiza specifičnih principa funkcionisanja neživotnih u odnosu na životna osiguranja, koja se sprovedena u prvom delu rada, upućuje na zaključak da aktuarski rizici imaju dominantan uticaj na marginu solventnosti kompanija za neživotno osiguranje. Njegova empirijska potvrda proizilazi iz prezentovanih rezultata istraživanja uzroka zabeleženih slučajeva propasti osiguravača, kao i relativnog doprinosa pojedinih rizika ukupnom izračunatom iznosu kapitala zasnovanog na rizicima, koja su sprovedena u relevantnim zemljama.

Sušтина delatnosti osiguravača, koja se ogleda u preuzimanju rizika, uslovljava fundamentalni značaj merenja rizika u celokupnom procesu upravljanja rizicima u osiguranju. Ocena rizika predstavlja funkciju dveju veličina: intenziteta i frekvencije šteta koje nastaju realizacijom rizika, od kojih obe ispoljavaju stohastičku prirodu u oblasti neživotnih osiguranja. Mere rizika koje se koriste u osiguranju se razvrstavaju u dve grupacije: mere statističke disperzije, kao tzv. dvostrane (simetrične) mere rizika, poput varijanse i standardne devijacije, i jednostrane mere rizika, poput vrednosti pod rizikom i uslovne vrednosti pod rizikom. Prednosti i nedostaci svake od mera su obrazloženi u svetlu koncepta koherentnosti (kao skupa poželjnih osobina mere rizika), interesa različitih donosilaca odluka, ali i njihove praktične primenljivosti. Na osnovu sprovedene analize se može zaključiti da je izbor konkretne mere rizika pre determinisan svrhom i relativnom kompleksnošću njenog obračuna, nego unapred definisanim aksiomima. Iako ne zadovoljava aksiom subaditivnosti, niti daje informaciju o očekivanoj veličini gubitka iznad izabranog kvantila raspodele rizične varijable, vrednost pod rizikom i dalje predstavlja preovlađujuću meru rizika u osiguranju, zahvaljujući uspostavljanju ravnoteže između zahteva teorije i prakse. Prilikom obračuna ukupnog zahtevanog kapitala za pokriće rizika, potrebno je uvažiti efekte diverzifikacije i koncentracije rizika. Pretpostavke o potpunoj linearnoj pozitivnoj zavisnosti, odnosno potpunoj nezavisnosti rizika u praksi određuju gornju i donju granicu agregatnog kapitalnog zahteva. Ipak, da bi zahtevani kapital bio realno određen, potrebne su preciznije mere zavisnosti između posmatranih rizičnih varijabli.

Okosnicu procesa upravljanja rizikom predstavlja sistem metoda i tehnika koje su usmerene ka eliminisanju pretećih rizika i ublažavanju njihovog dejstva. Kategorizacija metoda upravljanja rizikom, koja je u radu obrazložena uvažavajući posebne odlike funkcionisanja osiguravajućih kompanija, obuhvata metode kontrole rizika (kroz izbegavanje rizika, preventivne i redukcione mere), metode finansiranja rizika (u vidu zadržavanja rizika, (re)osiguranja, hedžinga i ostalih ugovornih transfera rizika) i metode interne redukcije rizika (objedinjavanjem rizika, njihovom diverzifikacijom i investiranjem u informacije). Izbor konkretne metode je opredeljen veličinom i vrstom rizika. Između merenja rizika sa jedne, i selekcije i primene metoda upravljanja rizikom, sa druge strane, treba da postoji povratna sprega. Rezultati merenja rizika predstavljaju polazište za izbor metoda upravljanja rizikom koje, kada su adekvatne, umanjuju stepen izloženosti riziku. Ukoliko model evaluacije solventnosti uvažava takvu interakciju kroz smanjenje zahtevanog

kapitala za pokriće rizika, osiguravači će biti stimulisani da unapređuju postojeće i uvode nove metode upravljanja rizicima u svoje poslovanje.

Primarna funkcija osiguranja se ogleda u obezbeđenju ekonomske i socijalne zaštite od rizika, kroz blagovremeno ispunjenje preuzetih obaveza prema osiguranicima. Stoga solventnost, kao dugoročna platežna sposobnost, zauzima prioritarno mesto među principima poslovanja osiguravajućih kompanija. Na početku drugog dela rada je obrazložen pojam solventnosti sa različitih aspekata (iz ugla posmatranja menadžmenta kompanije, organa nadzora, osiguranika, računovodstvenog i aspekta klasične teorije rizika) i u različitim vremenskim horizontima, kao i njen značaj za celokupno tržište osiguranja, ali i nacionalnu ekonomiju. Poslovni ciklus u osiguranju odvija se inverznim tokom u odnosu na većinu delatnosti: osiguranici plaćaju premije unapred, a osiguravač isplaćuje naknadu štete ako i kada se desi ugovorom predviđeni štetni događaj. Kako broj i obim šteta nisu unapred poznati, oslanjajući se na podatke o rizicima koji su se desili u prošlosti, primenom matematičko-statističkih i aktuarskih metoda, osiguravači procenjuju iznos premija i tehničkih rezervi koje su potrebne za pokriće očekivane vrednosti odnosnih šteta. U cilju neutralisanja mogućih odstupanja stvarnih od očekivanih realizacija rizika, neophodno je obezbediti dodatni iznos sredstava u vidu margine solventnosti, kao garantna sposobnosti izmirenja obaveza osiguravača.

Osnovni cilj funkcije nadzora u sektoru osiguranja je zaštita interesa osiguranika, kroz uspostavljanje odgovarajućih standarda utvrđivanja margine solventnosti i mehanizama kontrole njihove ispunjenosti. Time se generišu podsticaji za osiguravače da aktivno upravljaju rizicima, omogućuje blagovremeno otkrivanje njihovih finansijskih teškoća i preduzimanje odgovarajućih korektivnih mera, čime se smanjuje očekivani iznos troškova nesolventnosti za pojedince, ali i celokupnu društvenu zajednicu. Odgovarajućom regulativom se propisuje minimalni nivo margine solventnosti, odnosno način njegovog utvrđivanja, uz zahtev da stvarna margina bude veća, a najmanje jednaka propisanoj veličini. Efektivna zaštita finansijske sigurnosti osiguravača podrazumeva definisanje kapitalnih zahteva na dovoljno visokom nivou. Preterano konzervativni kapitalni zahtevi, sa druge strane, ograničavaju mogućnosti rasta osiguravača i uzrokuju povlačenje osiguranika, usled visoke cene osiguranja, kao i investitora, usled nedovoljnog prinosa na ulaganja, čime se, u krajnjoj instanci, podriva tržište osiguranja. Stoga, poželjan pristup determinisanju zahtevane margine solventnosti podrazumeva, najpre, izbor relativno visokog nivoa

poverenja da će obaveze prema osiguranicima biti izmirene u odgovarajućem vremenskom periodu, a zatim određivanje iznosa kapitala koji je potreban za njegovo zadovoljenje.

Uvažavajući različite regulatorne pristupe evaluaciji solventnosti osiguravača u svetu, aktuarski modeli za utvrđivanje zahtevane margine solventnosti mogu biti razvrstani na statičke (tj. model fiksnog koeficijenta i model adevatnosti kapitala) i dinamičke modele (u vidu probabilističkih pristupa riziku i propasti i pristupa koji su zasnovani na scenariju razvoja događaja). U drugom delu rada su detaljno obrazložena svojstva, prednosti i nedostaci svakog od modela, a njihova primena ilustrovana na primerima relevantnih zemalja. Na osnovu većeg broja odgovarajućih kriterijuma, sprovedena je sveobuhvatna komparativna analiza modela za utvrđivanje margine solventnosti osiguravača. Zasnovani na pozicijama finansijskih izveštaja, retrospektivni statički modeli se odlikuju skromnim mogućnostima obuhvata različitih kategorija rizika (i njihovih međuzavisnosti), karakteristika rizičnog profila konkretnog osiguravača i efekata primenjenih tehnika upravljanja rizicima. Stoga su ograničene i mogućnosti pravovremene anticipacije problema nesolventnosti osiguravača u uslovima njihove primene. Zbog visoke osetljivosti na izbor rizične varijable, statički modeli potencijalno povećavaju izloženost rizicima dovoljnosti premije i rezervi za štete, umesto da doprinesu njihovom preciznijem merenju i ublažavanju, kroz određivanje adekvatnog iznosa kapitala. Prospektivne dinamičke modele, koji su zasnovani na stvarnim novčanim tokovima, karakterišu visoki stepen osetljivosti na rizike, transparentnosti, aktuelnosti i konzistentnosti dobijenih ocena solventnosti osiguravača u toku vremena. Međutim, nedovoljno poznavanje i razumevanje procesa poslovanja u osiguranju i okruženja u kome se taj proces odvija, impliciraju opasnost kreiranja dinamičkih modela koji su isuviše uopšteni i neprilagođeni stvarnim okolnostima u kojima se oni primenjuju. Mnogi važni rizici koji utiču na finansijski položaj osiguravača, po svojoj prirodi i/ili usled nedostajućih podataka, ne podležu kvantitativnom opisivanju i statističkom predviđanju. Stoga, dinamički modeli mogu obilovati aproksimacijama i subjektivizmom u meri u kojoj se narušava pouzdanost njihovih rezultata. Upotrebnu vrednost dinamičkih modela umanjuju praktični problemi njihove implementacije, poput visokih zahteva u pogledu podataka, softverske podrške i stručnosti ljudskog faktora. Organi nadzora se, istovremeno, suočavaju sa teškoćama obezbeđenja odgovarajućih kriterijuma za proveru validnosti rezultata korišćenog modela za svaku pojedinačnu kompaniju, kao i njihove uporedivosti između različitih kompanija.

Sprovedena komparativna analiza statičkih i dinamičkih modela za utvrđivanje solventnosti pokazuje da nije moguće govoriti o postojanju jednog savršenog modela. Svaki od modela predstavlja, u manjoj ili većoj meri, uprošćeni odraz realnosti, čiji kvalitet zavisi od sposobnosti uspostavljanja ravnoteže između konfliktnih zahteva. Od odgovarajuće formule obračuna zahtevanog kapitala se očekuje da bude, istovremeno, precizna u merenju rizika, ali i jednostavna za primenu i tumačenje dobijenih rezultata; fleksibilna, ali i pravična za sve učesnike na tržištu; prilagodljiva promenljivim uslovima poslovanja, ali i postojana tokom vremena. Kao kompromisno rešenje javlja se usvajanje dva nivoa zahtevanog kapitala za obezbeđenje solventnosti: minimalnog, koji je primarno determinisan obimom i strukturom portfelja osiguravača, i solventnosnog kapitalnog zahteva, koji odgovara stvarnim rizicima. Solventnosni kapitalni zahtev može biti određen primenom jedinstvenog standardnog pristupa ili posebnog internog modela, koji je razvijen od strane samog osiguravača, čime se postiže odgovarajući balans između pravila i principa evaluacije solventnosti.

Imajući u vidu strukturu bilansa stanja osiguravača, očigledna je uzajamna veza između kapitala i obaveza, koji sačinjavaju ukupna raspoloživa sredstva za zaštitu od rizika. Kako su najobimniji segment obaveza tehničke rezerve, koje se formiraju iz premije osiguranja, logično je zaključiti da njihova dovoljnost direktno uslovljava potreban iznos kapitala za očuvanje finansijskog zdravlja osiguravača. U trećem delu rada eksplicitno su definisani rizici dovoljnosti premija i rezervi za štete, kao najvažnije vrste rizika koji ugrožavaju solventnost kompanija za neživotno osiguranje, i razmotrene mogućnosti njihovog merenja. Precizno su identifikovane komponente datih rizika, uključujući rizik greške (u pogledu pretpostavljenog tipa raspodele verovatnoća rizičnih varijabli i njihovih međusobnih odnosa, ocenjivanja vrednosti parametara ili njihove jednostavne promene u toku vremena), kao i rizik stohastičkih odstupanja stvarne frekvencije i/ili intenziteta šteta u odnosu na njihove očekivane vrednosti.

U ulozi instrumenata merenja rizika dovoljnosti premije osiguranja javljaju se pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja i raspodele verovatnoća stvarnog broja i iznosa šteta osiguravača. Kvantitativni model u kome su racio šteta i racio troškova inicijalno primenjeni u svrhe merenja rizika premije, koji je formulisan od strane *Campagne*-a u drugoj polovini XX veka, poslužio je kao osnov za uspostavljanje aktuelnog regulatornog režima solventnosti neživotnih osiguravača u zemljama Evropske unije. Iako je dati model prvobitno kreiran sa namenom instrumenta ranog upozorenja na probleme nesolventnosti

osiguravača na jedinstvenom evropskom tržištu osiguranja, u savremenim uslovima, njegova efektivnost i svrsishodnost su ugrožene, a validnost njegovih pretpostavki dovedena u pitanje. Osim toga, verodostojnost pokazatelja profitabilnosti, u ulozi instrumenata vrednovanja rizika pri utvrđivanju solventnosti, je kritički uslovljena adekvatnošću vrednosti veličina na osnovu kojih se ti pokazatelji izračunavaju. Precizniji osnov merenja rizika dovoljnosti premije osiguranja predstavljaju deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta. U trenutku zaključenja ugovora o osiguranju, nepoznat je kako broj šteta koje će nastati u toku trajanja osiguravajućeg pokrića, tako i novčani iznos svake od njih, ukoliko one zaista nastanu. Samim tim, probabilistički model kojim se reprezentuje ukupni (agregatni) iznos šteta objedinjuje dve komponente: raspodelu broja šteta i raspodelu iznosa pojedinačnih šteta, čiji su najznačajniji teorijski modeli u oblasti neživotnih osiguranja obrazloženi u trećem delu rada. U kontekstu merenja rizika premije osiguranja, razmotreni su problemi obračuna prenosne premije, čija se adekvatnost testira kroz kalkulaciju rezervi za neistekle rizike.

Vremenski pomak između trenutaka nastanka štete, njene prijave i rešavanja uslovljava formiranje rezervi za nerešene štete, kao najvažnijeg elementa ukupnih tehničkih rezervi neživotnih osiguravača. Od adekvatnosti rezervi za štete direktno zavisi sposobnost izmirenja nastalih obaveza osiguravača prema osiguranicima. Sistematsko potcenjivanje ovih rezervi vodi ka precenjenosti raspoloživog i potcenjenosti zahtevanog kapitala, čime se dvostruko narušava verodostojnost ocene solventnosti. Obaveze za nastale, ali neprijavljene štete se ocenjuju primenom odgovarajuće aktuarske metode rezervisanja. Pouzdanost proizvoljne metode rezervisanja je opredeljena ispunjenošću pretpostavki koje se nalaze u njenoj osnovi, dovoljnošću podataka o štetama, njihovom konzistentnošću i homogenošću grupa u koje su ti podaci razvrstani. Determinističkim metodama rezervisanja se ocenjuje samo očekivana vrednost konačnog iznosa šteta, odnosno, rezervi za štete. *Chain ladder* metoda, kao njihov najčešće korišćeni predstavnik, je zasnovana na obrascima razvoja šteta po pojedinim periodima njihovog nastanka, sadržanim u trouglovima razvoja šteta. Rezultat primene stohastičkih metoda, sa druge strane, nije samo ocena očekivane vrednosti, već i njenog varijabiliteta oko stvarne vrednosti potrebnih rezervi za štete. Metoda koju je, 1993. godine, formulisao *T. Mack* omogućuje da se oceni srednja kvadratna greška previđanja rezervi za štete, kao mera njihove dovoljnosti za pokriće odnosnih šteta. Posebni problemi formiranja rezervi za štete, koji su takođe razmotreni u trećem delu rada, tiču se modeliranja efekata inflacije i repa razvoja šteta, kao i

merenja rizika rezervi u jednogodišnjem vremenskom horizontu, koji je konzistentan sa savremenim pristupima evaluacije solventnosti osiguravača. Dovoljnost rezervisanih iznosa se testira sprovođenjem tzv. *run-off* analize, u okviru koje se porede prvobitno predviđeni i stvarni razvoj šteta tokom određenog perioda. Provera adekvatnosti rezervi za štete može indicirati ne samo njihovu potcenjenost, već i druge probleme, poput nedovoljnosti premija ili reosiguravajućeg pokrića, koji se direktno tiču solventnosti kompanije, iz čega proizilazi višestruki značaj sprovođenja *run-off* analize.

Predmet četvrtog dela rada su konkretni dinamički modeli merenja rizika neživotnih osiguranja pri određivanju solventnosti osiguravača, najpre u vidu standardnog pristupa koncepta Solventnost II, a zatim u vidu internog modela koji bi mogao biti korišćen u date svrhe. Strukturni nedostaci modela fiksnog koeficijenta, zajedno sa bitno izmenjenim okolnostima poslovanja, nametnuli su potrebu za razvojem fundamentalno različite metodologije utvrđivanja margine solventnosti osiguravajućih kompanija u EU. Početkom XXI veka, pokrenut je sveobuhvatan proces izgradnje potpuno novog, na rizicima zasnovanog, pristupa evaluaciji solventnosti, u okviru koncepta Solventnost II. Ključna ideja je da se razvije i podrži sposobnost osiguravača da sami prepoznaju rizike kojima je izloženo njihovo poslovanje i obezbede potreban iznos kapitala za pokriće tih rizika. Nakon objašnjenja osnovnih ciljeva i strukture predstojećeg evropskog regulatornog režima solventnosti, u radu su detaljno obrazloženi teorijsko-metodološki postulati vrednovanja tehničkih rezervi, utvrđivanja zahtevanog i raspoloživog kapitala osiguravača u njemu. U domenu neživotnih osiguranja, koncept uvodi solventnosne kapitalne zahteve koji su namenjeni pokriću rizika premije i rezervi za štete, rizika (ne)izvršenja opcija iz ugovora o osiguranju i katastrofalnih rizika. Način kvantifikacije svakog od njih je obrazložen uvažavajući hronološki razvoj tehničkih smernica koncepta, uključujući njihove poslednje revizije, za koje se očekuje da će biti implementirane u praksi, i u skladu sa opštim razmatranjima problematike vrednovanja rizika u osiguranju u prethodnim delovima rada. Kroz kritičku analizu standardnog pristupa merenju rizika neživotnih osiguranja, ukazano je na njegove nedostatke i mogućnosti njihovog prevazilaženja.

Podržavajući harmonizovani način merenja rizika na celokupnom tržištu osiguranja, standardni pristupi za utvrđivanje solventnosti su namenjeni hipotetičkoj prosečnoj kompaniji. U cilju njihove objektivnosti i uniformne primene, dati pristupi su relativno jednostavni i konzervativni. Stoga, oni mogu biti istovremeno i nepouzdana ili neefikasni, ako rezultuju isuviše niskim, odnosno isuviše visokim kapitalnim zahtevima u odnosu na

realne rizike konkretne osiguravajuće kompanije. Pored standardnog pristupa, koncept Solventnost II ostavlja mogućnost primene odgovarajućeg interno razvijenog modela, u svrhe izračunavanja solventnosnog kapitalnog zahteva za pokriće svih, ili pojedinih tipova rizika, uz prethodno odobrenje od strane organa nadzora. U savremenoj literaturi iz oblasti aktuarstva, prisutni su individualni pokušaji izgradnje dinamičkih modela merenja rizika u svrhe evaluacije solventnosti osiguravača. Uvažavajući nesumnjivi doprinos njihovih autora, ali i ograničenja datih modela, u radu je obrazložen predlog alternativnog dinamičkog pristupa za merenje rizika dovoljnosti premije i rezervi za štete neživotnih osiguravača pri odmeravanju njihove solventnosti. U skladu sa usvojenim konceptualnim okvirom, zahtevani kapital za pokriće datih rizika se određuje u vidu razlike odgovarajućeg ekstremnog kvantila i očekivane vrednosti raspodele agregatnog iznosa šteta, odnosno rezervi za štete, po pojedinim linijama poslovanja osiguravača. Važna novina koju dati model uvodi je poređenje stvarnog iznosa premija i rezervi sa očekivanim vrednostima odnosnih raspodela verovatnoća šteta, umesto njihovog *a priori* izjednačavanja. U slučaju identifikovane potcenjenosti, odnosno precenjenosti datih veličina, rezultujući kapitalni zahtev se koriguje na više, odnosno na niže, i time doprinosi preciznijem merenju solventnosti osiguravača. Modeliranje rizika dovoljnosti premije podrazumeva izvođenje raspodele agregatnog iznosa šteta primenom metode simulacije ili *Panjer*-ove rekurzije, dok se raspodela rezervi za štete simulira na bazi *bootstrapping* tehnike. Model eksplicitno uvažava međusobnu korelisanost rizika premije i rizika rezervi, kao i međusobnu korelisanost linija poslovanja osiguravača prilikom utvrđivanja agregatnog kapitalnog zahteva za pokriće rizika neživotnih osiguranja.

Peti deo rada je posvećen mogućnostima razvoja i primene dinamičkih modela merenja rizika neživotnih osiguranja pri utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija koje posluju u Srbiji. Izloženost rizicima osiguranja je analizirana kroz obračun vrednosti odgovarajućih ratio pokazatelja finansijskog zdravlja osiguravača i sagledavanje njihovih ispoljenih tendencija tokom vremena. Zatim je obrazložen način određivanja zahtevane i raspoložive margine solventnosti prema modelu fiksnog koeficijenta, uvažavajući važeći regulatorni okvir i njegove anticipirane izmene, i identifikovani nedostaci koji karakterišu primenu datog modela na domaćem tržištu osiguranja. Kroz simulaciju pristupa *Campagne*-a na aktuelnim podacima dokazana je potcenjenost zahteva za kapitalom neživotnih osiguravača u Srbiji, usled koje se njihova solventnost prikazuje većom od realne.

U nastavku petog dela rada je sprovedena praktična ilustracija prethodno postavljenog teorijsko-metodološkog okvira za merenje rizika neživotnih osiguranja, sa ciljem determinisanja iznosa kapitala koji je potreban za pokriće tih rizika. Kroz istraživačku metodu studije slučaja, ispitani su efekti različitih metoda rezervisanja, načina merenja rizika i njihove međusobne zavisnosti na zahtevani kapital za pokriće rizika dovoljnosti premije i rezervi za štete, uz poseban akcenat na suprostativnosti statičkog i dinamičkog pristupa, odnosno jednogodišnjeg i dugoročnog aspekta posmatranja istog problema.

Na primeru konkretne osiguravajuće kompanije, simulirana je primena postojećeg modela fiksnog koeficijenta, standardnog pristupa koncepta Solventnost II i predloženog dinamičkog internog modela merenja rizika neživotnih osiguranja. Uporedni prikaz dobijenih rezultata predstavlja empirijsku verifikaciju pretpostavke da dinamički modeli merenja rizika osiguranja, u odnosu na statičke, rezultuju višim nivoom zahtevanog kapitala, čime se obezbeđuje veća pouzdanost ocene solventnosti. Što je dinamički interni model napredniji, utoliko će rezultati merenja rizika, u svrhe formulisanja solventnosnog kapitalnog zahteva jednog osiguravača, biti precizniji, ali će i ostvarivanje funkcije nadzora biti utoliko složenije i iziskivati veći iznos sredstava. Logično, osiguravač će biti motivisan za primenu interno razvijenog modela merenja rizika ukoliko on, po osnovu prepoznavanja pozitivnih efekata primenjenih tehnika ublažavanja rizika, rezultuje nižim iznosom zahtevanog kapitala u odnosu na standardni pristup. Stoga je u interesu funkcije nadzora provera ne samo adekvatnosti i tačnosti korišćene metodologije i podataka, već i stvarne integrisanosti internog modela u sistem upravljanja rizicima i poslovanjem osiguravača.

Ukoliko vrednosti premija i rezervi za štete, kao najvažnijih kategorija kojima se aproksimira izloženost rizicima neživotnih osiguranja, nisu adekvatne, kapitalni zahtev koji je zasnovan na njima će, takođe, biti neadekvatan. Kroz ispitivanje osetljivosti rezultujućih kapitalnih zahteva na moguću potcenjenost, odnosno precenjenost rezervi za štete, u radu je dokazano da precizna ocena aktuarskih rizika predstavlja ključni preduslov određivanja iznosa kapitala koji je potreban za njihovo pokriće. Uzrokujući neopravdano smanjenje ili povećanje zahtevanog (ali i raspoloživog) kapitala, neadekvatna ocena aktuarskih rizika „zamagljuje“ stvarnu sliku solventnosti i profitabilnosti osiguravajuće kompanije. Važan zaključak, pri tome, proizilazi iz poređenja rezultata stohastičkih metoda rezervisanja kojima se ocenjuje srednja kvadratna greška predviđanja rezervi za štete u jednogodišnjem i višegodišnjem vremenskom horizontu. Naime, nove metode rezervisanja (poput pristupa koji su 2007. godine inicirali *Merz* i *Wüthrich*) nastoje da modeliraju rizik rezervi za štete u

okviru jedne poslovne godine, u skladu sa dinamikom ocenjivanja solventnosti osiguravača. Međutim, jednogodišnji vremenski horizont nije dovoljan okvir za sagledavanje stvarnog varijabiliteta šteta u linijama poslovanja sa dugim repom. Posledično, primena takvih metoda implicira mogućnost potcenjenih rezervi za štete i, samim tim, i solventnosnog kapitalnog zahteva osiguravača. Dugoročnim linijama poslovanja u neživotnom osiguranju su primerenije klasične metode rezervisanja koje su usmerene ka kvantifikaciji varijabiliteta šteta tokom celokupnog perioda do konačnog izmirenja odnosnih obaveza osiguravača. Konačno, kroz analizu senzitiviteta je, u okviru iste studije slučaja, ispitan uticaj različitih mogućih vrednosti koeficijenata korelacije između rizika, odnosno linija poslovanja, na ukupan zahtevani iznos kapitala na ime rizika neživotnih osiguranja. Dobijeni rezultati pokazuju da je način na koji se posmatra i meri međusobna zavisnost rizika od kritičnog značaja za određivanje adekvatnog solventnosnog kapitalnog zahteva. Ignorisanje efekata diverzifikacije, odnosno koncentracije, rizika dovodi do precenjenosti, odnosno potcenjenosti zahtevanog iznosa kapitala za njihovo pokriće, čime se narušavaju interesi osiguravača i osiguranika istovremeno. Zanimljivo je da je u suprotnosti sa empirijskim i naučnim dokazima, osnovnim principima funkcionisanja osiguranja, kao i primenom diverzifikacije kao jedne od fundamentalnih metoda upravljanja rizicima u praktičnom poslovanju osiguravača.

Imajući u vidu dostignuti obim i stepen razvijenosti domaćeg tržišta osiguranja, nije realno očekivati značajniju primenu internih modela za utvrđivanje solventnosnog kapitalnog zahteva na njemu u skorijoj budućnosti. Međutim, time se ne umanjuje njihov značaj pri analizi stvarne izloženosti rizicima, u cilju determinisanja optimalnog, ekonomskog nivoa kapitala i njegove alokacije, kao polaznog osnova za proces odlučivanja u svim aspektima poslovanja osiguravajuće kompanije. Istovremeno, tržište bi trebalo blagovremeno pripremiti za neminovni predstojeći regulatorni okvir utvrđivanja solventnosti osiguravača na bazi rizika koji ugrožavaju njihovo poslovanje. Uporedivost standarda solventnosti na internacionalnom nivou je višestruko korisna. Njome se uvažava rastuća uloga multinacionalnih osiguravajućih kompanija, uspostavljaju uslovi za lojalnu konkurenciju na nacionalnim tržištima i bolje prostorno izravnjanje rizika. Međutim, koliko je teško kreirati režim solventnosti koji bi bio jednako prikladan za pojedinačne kompanije i celokupno tržište osiguranja, utoliko je teže postići konzistentnost režima solventnosti između različitih tržišta. Kao jedan od mogućih predloga javlja se razvoj tranzicionog nacionalnog standardnog pristupa, koji bi, metodološki, bio kompatibilan sa standardnim

pristupom koncepta Solventnost II, ali sa vrednostima parametara koje su u većoj meri prilagođene karakteristikama domaćeg tržišta, kao rezultat udruženih napora organa nadzora, osiguravača i njihovih profesionalnih udruženja. Naravno, što su vremenske serije podataka duže, dobijene ocene parametara će biti utoliko preciznije. Stoga se odgovarajuća statistika osiguranja javlja kao neophodna pretpostavka izgradnje i funkcionisanja sistema utvrđivanja solventnosti osiguravača koji bi odražavao specifične karakteristike domaćeg tržišta osiguranja, finansijskog tržišta i nacionalne ekonomije kao celine, ali u isto vreme bio usklađen sa savremenim tendencijama u datoj oblasti.

LITERATURA

1. A.M. Best Company (2004). „Best’s Insolvency Study, Property/Casualty US Insurers 1969-2002“. *A.M. Best Company Special Report*. New Jersey: A.M. Best Company.
2. Acerbi, C., Tasche, D. (2001). „Expected Shortfall: a natural coherent alternative to Value at Risk“. *Working Paper*. TU - München (preuzeto 28.02.2012. sa: <http://www.bis.org/bcbs/ca/asertacs.pdf>)
3. Acharyya, M. (2008). „In Measuring the Benefits of Enterprise Risk Management in Insurance: An Integration of Economic Value Added and Balanced Score Card Approaches“. *ERM Monograph 2008*. Schaumburg: Society of Actuaries, str. 1-25.
4. AISAM, ACME (2007). „AISAM-ACME study on Non-life long tail liabilities: Reserve risk and risk margin assessment under Solvency II“. *Joint Report*. Brussels (preuzeto 12.10.2011. sa www.amice-eu.org/Download.ashx?ID=12779)
5. American Academy of Actuaries (1991). „Study of insurance company insolvencies from 1969-87 to measure the effectiveness of casualty loss reserve opinions“. *CAS Forum Winter 1991*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 161-188.
6. American Academy of Actuaries (2002). *Comparison of NAIC Life, P&C and Health RBC Formulas*. Washington, DC: American Academy of Actuaries (preuzeto 28.03.2013. sa http://www.actuary.org/pdf/finreport/RBC_0801.pdf.)
7. Anderson, D.R., Formisano, R.A. (1988). „Causal Factors in P-L Insolvency“. *Journal of Insurance Regulation*, 6(4), str. 449-461.
8. AON (2010). *Insurance Risk Study*. 5th Ed., Chicago: AON Benfield.
9. Arias, L., Foulquier, P., Le Maistre, A. (2012). „The Impact of Solvency II on Bond Management“. *EDHEC Financial Analysis and Accounting Research Center Publication*. Lille: EDHEC Business School.
10. Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J-M., Heath, D. (1999). „Coherent measures of risk“. *Mathematical Finance*, 9(3), str. 203-228.
11. Atchinson, B.K. (1997). „Remarks on the American Risk Based Capital Model“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 22(82), str. 60-68.
12. Babbel, D.F., Santomero, A.M. (1996). „Risk Management by Insurers: An Analysis of the Process“. *Wharton working paper*, No. 96-16, Philadelphia: Wharton Financial Institutions Centre, University of Pennsylvania, str. 1-36.
13. Beekman, J.A. (1968). „Collective risk results“. *Transactions of Society of Actuaries*, 20(57), str. 182-199.
14. Bellando, J-L. (2003). *Assesing the solvency of insurance companies*. Policy Issues in Insurance, No. 4, Paris: OECD Publishing.

15. Bennet, C. (2004). *Dictionary of Insurance*, 2nd Ed., Harlow: Financial Times/Prentice Hall.
16. Bermudez, L., Ferri, A., Guillen, M. (2011). „A correlation sensitivity analysis of non-life underwriting risk in solvency capital requirement estimation“. *Working Paper* No. 2011/13, Barcelona: Institut de Recerca en Economia Aplicada Regional i Pública, str. 1-28.
17. BIS (2006). *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework. Comprehensive Version*. Basel: Bank for International Settlements, Basel Committee on Banking Supervision.
18. Blanchard, R.S. (2000). „Considerations in the Calculation of Premium Deficiency Reserves“. *CAS Forum Fall 2000*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 1-34.
19. Blum, K., Otto, D. (1998). „Best Estimate Loss Reserving: An Actuarial Perspective“. *CAS Forum Fall 1998*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 55-102.
20. Boor, J. (2006). „Estimating Tail Development Factors: What to do When the Triangle Runs Out“. *CAS Forum Winter*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 345-390.
21. Booth, P., Chadburn, C., Haberman, S., James, D., Khorasane, Z., Plumb, R.H., Rickayzen, B. (2005). *Modern Actuarial Theory and Practice*, 2nd Ed., Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
22. Bornhuetter, R.L., Ferguson, R.E. (1972). „The Actuary and IBNR“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society 1972: LIX*, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 181-195.
23. Bowers, N.L., Gerber, H.U., Hickman, J.C., Jones, D.A., Nesbitt, C.J. (1997). *Actuarial Mathematics*. Schaumburg: Society of Actuaries.
24. Brown, R.L., Gottlieb, L.R. (2001). *Introduction to Ratemaking and Loss Reserving for Property and Casualty Insurance*, 2nd Ed., Winsted: ACTEX Publications Inc.
25. Bühlmann, H. (2005). *Mathematical Methods in Risk Theory*. Berlin: Springer – Verlag.
26. Burnecki, K., Misiorek, A., Weron, R. (2005). „Loss Distributions“. *Statistical Tools for Finance and Insurance*. Čížek, P., Härdle, W., Weron, E. (eds.), Berlin: Springer-Verlag, Ch. 13, str. 289-318.
27. Burnecki, K., Weron, R. (2008). „Visualization Tools for Insurance Risk Processes“. *Handbook of Data Visualization*, Chen, C., Härdle, W., Unwin, A. (eds.), Berlin: Springer, Ch. IV.6, str. 899-920.
28. Butsic, R. (1988). „Determining the proper interest rate for loss reserve discounting: an economic approach“. *CAS Discussion Paper Program Fall 1988*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 147-168.
29. Butsic, R. (1993). „Report on Covariance Method for Property-Casualty Risk-Based Capital“. *CAS Forum Summer 1993*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 173-202.
30. Campagne, C. (1961). „Minimum standards of solvency for insurance firms“. *Report to the OEEC*, TP/AS(61)1. Paris: OEEC, Insurance Sub-Committee.

31. Canadian Institute of Actuaries (2007). „Dynamic Capital Adequacy Testing“. *Educational Note*. Ottawa: Canadian Institute of Actuaries.
32. Canadian Institute of Actuaries (2011). „Final Standard Regarding the Revision of the Standards of Practice - Dynamic Capital Adequacy Testing - Section 2500“. *Standards of Practice*. Ottawa: Canadian Institute of Actuaries.
33. CAS (2003). *Overview of Enterprise Risk Management*. Arlington: Casualty Actuarial Society, Enterprise Risk Management Committee.
34. CEA (2006). *CEA Working Paper on the risk measures VaR and TailVaR*. Brussels: CEA (preuzeto 08.03.2012. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/2006-market-docs/2534-06-annex-cea_en.pdf)
35. CEA (2007). *Consequences of Solvency II for Insurers' Administrative Costs*. Brussels: CEA (preuzeto 15.02. 2014. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/impactassess/annex-c08b_en.pdf.)
36. CEA, Groupe Consultatif (2007). *Solvency II Glossary*. Brussels: CEA (preuzeto 10.11.2012. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/impactassess/annex-c08d_en.pdf.)
37. Ceccarelli, S. (2002). „Insolvency Risk in the Italian Non-life Insurance Companies. An Empirical Analysis Based on a Cash Flow Simulation Model“. *Working Paper*. Rome: Supervisory Commission on Pension Funds (COVIP), str. 1-23. (preuzeto 01.04.2013. sa http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=536763)
38. CEIOPS (2009). „Draft CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR Standard Formula - Article 109(1c) - Correlations“. *Consultation Paper No. 74, CEIOPS-CP-74/09*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 17.04.2013. sa <https://eiopa.europa.eu/en/consultations/consultation-papers/2010-2009-closed-consultations/november-2009/consultation-paper-no-74/index.html>)
39. CEIOPS (2010a). „Catastrophe Task Force Report on Standardised Scenarios for the Catastrophe Risk Module in the Standard Formula“. *CEIOPS-DOC-79/10*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 19.11.2012. sa https://eiopa.europa.eu/fileadmin/tx_dam/files/publications/submissionstotheec/CEIOPS-DOC-79-10-CAT-TF-Report.pdf)
40. CEIOPS (2010b). „CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR standard formula - Article 111(d) Correlations“. *CEIOPS-DOC-70/10*. Frankfurt: CEIOPS. (preuzeto 12.05.2011. sa https://eiopa.europa.eu/fileadmin/tx_dam/files/consultations/consultationpapers/CP74/CEIOPS-L2-Advice-Correlation-Parameters.pdf)
41. CEIOPS (2010c). „CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR Standard Formula - Calibration of Non-life Underwriting Risk“. *CEIOPS-DOC-67/10*.

- Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 15.05.2011. sa <https://eiopa.europa.eu/en/fixed-width/home-news/news-details/news/-3f3183cd96/index.html>)
42. CEIOPS (2010d). „QIS5 Calibration Paper“. *CEIOPS-SEC-40-10*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 10.05.2014. sa https://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/qis5/ceiops-calibration-paper_en.pdf)
 43. CEIOPS (2010e). *QIS5 Risk-free interest rates - Extrapolation method*. Frankfurt: CEIOPS (preuzeto 06.05.2014. sa http://eiopa.europa.eu/fileadmin/tx_dam/files/consultations/QIS/QIS5/ceiops-paper-extrapolation-risk-free-rates_en-20100802.pdf)
 44. CGFS (2011). „Fixed income strategies of insurance companies and pension funds“. *CGFS Papers*, No. 44, Basel: Bank for International Settlements, Committee on the Global Financial System.
 45. Christofides, S. (1990). „Regression Models Based on Log-incremental Payments“. *Claims Reserving Manual*, Vol. 2, London: Institute of Actuaries, str. D5.1-D5.53.
 46. Cockley, J.E., Gardner, A., Wisner, R.F. (2001). „Loss Reserving“. *Foundations of Casualty Actuarial Sciences*, 4th Ed., Arlington: Casualty Actuarial Society.
 47. Cofield, J., Kaufman, A., Zhou, C. (2012). „Solvency II Standard Formula and NAIC Risk-Based Capital (RBC)“. *CAS E-Forum Fall 2012*, Vol. 2, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 1-38.
 48. Consul, P.C., Jain, G.C. (1971). „On the log-gamma distribution and its properties“. *Statistische Hefte*, 12(2), str. 100-106.
 49. Conway, T., McCluskey, M. (2008). „Evolution of Loss Reserve Risk“. *Enterprise Risk Management Symposium Monograph*. Schaumburg: Society of Actuaries, str. 1-25.
 50. CRO Forum (2005). *A framework for incorporating diversification in the solvency assessment of insurers*. Amstelveen: The Chief Risk Officers Forum (preuzeto 15.03.2014. sa <https://www.soa.org/files/research/research-framework-inc-div.pdf>)
 51. CRO Forum (2010). *QIS 5 Technical Specification Risk-free interest rates*. Amstelveen: The Chief Risk Officers Forum (preuzeto 07.05.2014. sa <http://www.thecroforum.org/qis-5-technical-specification-risk-free-interest-rates>)
 52. Cummins, J.D., Derring, R.A. (eds) (1988). *Classical Insurance Solvency Theory*. Norwell: Kluwer Academic Publishers.
 53. Cummins, J.D., Harrington, S., Klein, R.W. (1995). „Insolvency Experience, Risk-Based Capital, and Prompt Corrective Action in Property-Liability Insurance“. *Journal of Banking and Finance*, 19, str. 511-527.
 54. Cummins, J.D., Harrington, S., Niehaus, G. (1993). „An Economic Overview of Risk-Based Capital Requirements for the Property-Liability Insurance Industry“. *Journal of Insurance Regulation*, 11(4), str. 427-447.

55. Cummins, J.D., Phillips, D.P. (2003). „Estimating the cost of equity capital for property-liability insurers“. *Wharton working paper*, No. 03-31, Philadelphia: Wharton Financial Institutions Centre, University of Pennsylvania, str. 1-46.
56. Cyprus Association of Actuaries (2010). *Guideline for the Determination of a Proper Unexpired Risk Reserve*. Nicosia: Cyprus Association of Actuaries (preuzeto 21.02.2014. sa: <http://www.actuaries.org.cy/ProfessionalGuidance.aspx>).
57. Dahl, P. (2003). *Introduction to Reserving*. Corrected Edition 2003, Stockholm: Institution for Mathematical Statistics, Stockholm University (preuzeto 11.11.2011. sa: <http://www2.math.su.se/matstat/und/sakii/pdf/dahl2003.pdf>).
58. Danielsson, J., Jørgensen, B.N., Samorodnitsky, G., Sarma, M., de Vries, C.G. (2005). „Subadditivity Re-examined: the Case of Value-at-Risk“. *Financial Market Group Discussion Papers*, Vol. 549, London School of Economics, str. 1-18.
59. Daykin, C., Bernstein, G., Coutts, S., Devitt, E., Hey, G., Reynolds, D., Smith, P. (1987). „The solvency of a general insurance company in terms of emerging costs“. *ASTIN Bulletin*, 17(1), str. 85-132.
60. Daykin, C., Devitt, E., Khan, M., McCaughan, J. (1984). „The solvency of general insurance companies“. *Journal of the Institute of Actuaries*, 111(2), str. 279-336.
61. Daykin, C., Pentikäinen, T., Pesonen, M. (1994). *Practical Risk Theory for Actuaries*. London: Chapman & Hall.
62. De Wit, G.W., Kastelijn, W.M. (1980). „The solvency margin of non-life insurance companies“. *Astin Bulletin*, 11(2), str. 136-144.
63. Denuit, M., Dhaene, J., Goovaerts, M., Kaas, R. (2005). *Actuarial Theory for Dependent Risks: Measures, Orders and Models*. Chichester: John Wiley & Sons.
64. Denuit, M., Maréchal, X., Pitrebois, S., Walhin, J-F. (2007). *Actuarial Modelling of Claim Counts*. Chichester: John Wiley & Sons.
65. DG ECFIN (2007). „Impact Assessment: Possible macroeconomic and financial effects of Solvency II“. *DG ECFIN/C-4(2007)REP 53199*. Brussels: Directorate General for Economic and Financial Affairs (preuzeto 04.04.2011. sa http://ec.europa.eu/internal_market/insurance/docs/solvency/impactassess/annex-c06_en.pdf).
66. Dhaene J., Goovaerts, M.J., Kaas, R. (2003). „Economic Capital Allocation Derived from Risk Measures“. *North American Actuarial Journal*, 7(2), str. 44-59.
67. Dhaene, J., Laeven, R.J., Vanduffel, S., Darkiewicz, G., Goovaerts, M.J. (2008). „Can a Coherent Risk Measure Be Too Subadditive?“. *Journal of Risk and Insurance*, 75(2), str. 365-386.
68. Dhaene, J., Vanduffel, S., Tang, Q., Goovaerts, M.J., Kaas, R., Vyncke, D. (2004). „Solvency capital, risk measures and comonotonicity: a review“. *Research Report OR 0416*. Leuven: Katholieke Universiteit, Department of Applied Economics, str. 1-34.

69. Dibra, S., Leadbetter, D. (2007). *Why insurers fail – The dynamics of property and casualty insurance insolvency in Canada*. Toronto: Property and Casualty Insurance Compensation Corporation (PACICC).
70. Dickson, D.C.M. (2005). *Insurance Risk and Ruin*. Cambridge: Cambridge University Press.
71. Diers, D., Eling, M., Kraus, C., Linde, M. (2011). „The Multi-Year Non-Life Insurance Risk“. *PrePrint Series 2011-11*, Universität ULM.
72. Doff, R.R. (2006). *Risk Management for Insurance Firms - A Framework for Fair Value and Economic Capital*. London: Risk Books.
73. Doff, R.R. (2008). „A Critical Analysis of the Solvency II Proposals“. *Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 33(2), str. 193-206.
74. Dos Reis, A.E., Gaspar, R.M., Vicente, A.T. (2009). „Solvency II – An important case in Applied VaR“. *The VaR Modeling Handbook: Practical Applications in Alternative Investments, Banking, Insurance and Portfolio Management*. Gregoriou, G.N. (ed.), Ch. 12, New York: McGraw-Hill, str. 267-296.
75. Dreassi, A., Miani, S. (2008). „The European solvency margin: an update for Italian non-life insurers“. *International Review of Business Research Papers*, 4(5), str. 44-54.
76. Dutang, C., Goulet, V., Pigeon, M. (2008). „actuar: An R Package for Actuarial Science“. *Journal of Statistical Software*, 25(7), str. 1-37.
77. Dutang, C., Goulet, V., Pigeon, M. (2012). „Risk theory features of actuar“. *The R Project*. (preuzeto 06.12.2014. sa <http://cran.r-project.org/web/packages/actuar/vignettes/risk.pdf>).
78. EC (2002). „Directive 2002/13/EC of the European Parliament and of the Council of March 5 amending Council Directive 73/239/EEC as regards the solvency margin requirements for non-life insurance undertakings“, *Official Journal of the European Communities*, 2002/13/EC.
79. EC (2009). „Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II)“, *Official Journal of the European Communities*, 2009/138/EC.
80. EEC (1973). „First Council directive of 24 July 1973 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to the taking-up and pursuit of the business of direct insurance other than life insurance“, *Official Journal of the European Communities*, 73/239/EEC.
81. EEC (1991). „Council directive of 19 December 1991 on the annual accounts and consolidated accounts of insurance undertakings“, *Official Journal of the European Communities*, 91/647/EEC.
82. EEC (1992). „Council directive 92/49/EEC of 18 June 1992 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to direct insurance other than life and amending Directives 73/239/EEC and 88/357/EEC“, *Official Journal of the European Communities*, 92/49/EEC.

83. EIOPA (2011). „EIOPA report on the fifth Quantitative Impact Study (QIS5) for Solvency II“. *EIOPA-TFQIS5-11/001*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority.
84. EIOPA (2012). „Revised Technical Specifications for the Solvency II valuation and Solvency Capital Requirements calculations (Part I)“. *EIOPA-DOC-12/467*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority.
85. EIOPA (2014a). „Annexes to the Technical Specification for Preparatory Phase (Part I)“. *EIOPA-14/211*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority.
86. EIOPA (2014b). „Technical Specifications for the Preparatory Phase (Part I)“. *EIOPA-14/209*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority.
87. EIOPA (2014c). „Technical Specifications for the Preparatory Phase (Part II)“. *EIOPA-14-210*. Frankfurt: European Insurance and Occupational Pensions Authority.
88. EIOPC (2006). „Choice of a risk measure for supervisory purposes: possible amendments to the Framework for Consultation“. *MARKT/2534/06-EN Orig.* Brussels: European Commission.
89. Eling, M., Holzmüller, I. (2008). „An Overview and Comparison of Risk-Based Capital Standards“. *Working Papers on Risk Management and Insurance*, No. 57, St. Gallen: Institute of Insurance Economics, University of St. Gallen.
90. Eling, M., Schmeiser, H., Schmit, J.T. (2007). „The Solvency II Process: Overview and Critical Analysis“. *Risk Management and Insurance Review*, 10(1), str. 69-85.
91. England, P. (2002). „Addendum to: Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 31(3), str. 461-466.
92. England, P., Verrall, R. (1999). „Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 25(3), str. 281-293.
93. England, P., Verrall, R. (2002). „Stochastic claims reserving in general insurance“. *British Actuarial Journal*, 8(3), str. 443-544.
94. England, P., Verrall, R. (2006). „Predictive Distributions of Outstanding Liabilities in General Insurance“. *Annals of Actuarial Science*, Vol. 1, str. 221-270.
95. EU (2011). „Notice regarding the adaptation in line with inflation of certain amounts laid down in the life and non-life insurance directives“, *Official Journal of the European Union*, 2011/C 365/5.
96. EU (2012). „Directive 2012/23/EU of the European Parliament and of the Council of 12 September 2012 amending Directive 2009/138/EC (Solvency II) as regards the date for its transposition and the date of its application, and the date of repeal of certain Directives“, *Official Journal of the European Communities*, 2012/23/EU.
97. EU (2013). „Directive 2013/58/EU of the European Parliament and of the Council of 11 December 2013 amending Directive 2009/138/EC (Solvency II) as regards the date for its

- transposition and the date of its application, and the date of repeal of certain Directives (Solvency I)“, *Official Journal of the European Union*, 2013/58/EU.
98. EU Commission (2002). „Risk models of insurance companies or groups“. *Note to the Solvency subcommittee*, MARKT/2515/02-EN. Brussels: European Commission.
99. EU Commission (2010a). *Annexes to the QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission.
100. EU Commission (2010b). *QIS5 Technical Specifications*. Brussels: European Commission.
101. EU Commission, KPMG (2002). *Study into the methodologies to assess the overall financial position of an insurance undertaking from the perspective of prudential supervision*. Contract No. ETD/2000/BS-3001/C/45. Brussels: European Commission.
102. Farny, D. (1997). „Security of Insurers: The American Risk Based Capital Model versus the European Model of Solvability for Property and Casualty Insurers“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 22(82), str. 69-75.
103. Feldblum, S. (1992). „European Approaches to Solvency“. *Discussion Papers on Insurer Financial Solvency*, Vol. 1, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 511-552.
104. Feldblum, S. (1995). „Forecasting the future: stochastic simulation and scenario testing“. *Incorporating risk factors in dynamic financial analysis*, Casualty Actuarial Society 1995 Discussion Paper Program. Landover: Colortone Press, str. 151-177.
105. Feldblum, S. (1996). „NAIC Property/Casualty Insurance Company Risk-Based Capital Requirements“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, LXXXIII, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 297-418.
106. Feldblum, S. (2007). „IRS Loss Reserve Discounting“. *CAS Study Note*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 1-30.
107. FOPI (2004). *White Paper on the Swiss Solvency Test*. Berne: Federal Office of Private Insurance.
108. FOPI (2006). *Technical Document on the Swiss Solvency Test*. Berne: Federal Office of Private Insurance.
109. Forfar, D.O., Clarke, T.G., Heinen, N., Horsmeier, H.J.H., Maxwell, B.N. (1998). „Report on the oncoming revision of the EU solvency regime“. *Transactions of the 26th ICA*, Vol. 3, str. 179-197.
110. Gluck, S.M. (1997). „Balancing Development and Trend in Loss Reserve Analysis“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society 1997*: LXXXIV, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 482-532.
111. Hafeman, M. (2002). „Dynamic Capital Adequacy Testing“. *IAIS Annual Conference Presentation*. Santiago (preuzeto 28.08.2012. sa http://www.svs.cl/sitio/publicaciones/doc/iaais/2002/Dynamics_Solvency_Testing_Models/DCAT_Hafeman_IAIS_Oct_2002.doc)

112. Hairs, C.J., Belsham, D.J., Bryson, N.M., George, C.M., Hare, D.J.P., Smith, D.A., Thompson, S. (2002). „Fair valuation of liabilities“. *British Actuarial Journal*, 8(2), str. 203-299.
113. HANFA (2014). *Mjesečni izvještaj - prosinac 2013*. Zagreb: Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga.
114. Hanif, F., Hocking, J., Jaekel, A., Ziewer, L. (2010). *Solvency II: Quantitative & Strategic Impact – The Tide is Going Out*. London: Morgan Stanley, Oliver Wyman.
115. Harrington, S.E., Niehaus, G.R. (2004). *Risk Management and Insurance*. 2nd Ed., McGraw-Hill International Editions.
116. Hibbert, J. (2013). „Yield curve extrapolation: work in progress“. *B&H Research*, May 2013, Moody's Analytics Inc. (preuzeto 20.05.2014. sa http://www.barrhibb.com/documents/downloads/Yield_Curve_Extrapolation-Work_in_Progress.pdf)
117. Holzmüller, I. (2008). „The United States RBC Standards, Solvency II, and the Swiss Solvency Test: A Comparative Assessment“. *Working Papers on Risk Management and Insurance*, No. 59, St. Gallen: Institute of Insurance Economics, University of St. Gallen, str. 1-33.
118. Hooker, N., Bulmer, J., Cooper, S., Green, P., Hinton, P. (1996). „Risk-based capital in general insurance“. *British Actuarial Journal*, 2(2), str. 265-323.
119. Hürlimann, W. (2008). „On the non-life Solvency II model“. *ASTIN Colloquium in Manchester*. Brussels: International Actuarial Association, str. 1-17.
120. IAA (2004). *A Global Framework for Insurer Solvency Assessment*. Ottawa: International Actuarial Association.
121. IAA (2009). *Measurement of Liabilities for Insurance Contracts: Current Estimates and Risk Margins*. Ottawa: International Actuarial Association.
122. IAA (2013). *Stress Testing and Scenario Analysis*. Ottawa: International Actuarial Association.
123. IAIS (2000). *On Solvency, Solvency Assessments and Actuarial Issues*. Basel: International Association of Insurance Supervisors.
124. IAIS (2002). *Principles on Capital Adequacy and Solvency*. Tokyo: International Association of Insurance Supervisors.
125. IAIS (2003). „Stress Testing by Insurers: Guidance Paper“. *Guidance Paper*, No. 8, Singapore: International Association of Insurance Supervisors.
126. IAIS (2004). „Standard on Disclosures concerning Technical Performance and Risks for Non-life Insurers and Reinsurers“. *Supervisory Standard*, No. 9, Amman: International Association of Insurance Supervisors.
127. IASB (2004). *IFRS 4 Insurance Contracts*. London: International Accounting Standards Board (preuzeto 21.02.2014. sa <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/bnstandards/en/2013/ifrs4.pdf>).
128. Institute and Faculty of Actuaries (1997). *Claims Reserving Manual*, Vol. 1, Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries.

129. Jovović, M. (2009). *Aktuarske osnove utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija*. Master teza. Beograd: Ekonomski fakultet.
130. Jovović, M. (2010). „Ograničenja modela fiksnog koeficijenta pri utvrđivanju solventnosti osiguravajućih kompanija“. *Ekonomska politika i razvoj*. Jovanović Gavrilović, B., Rakonjac Antić, T. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 197-218.
131. Jovović, M. (2012). „Primena pokazatelja profitabilnosti u svrhe merenja rizika dovoljnosti premije osiguranja“. *Ekonomska politika i razvoj*. Jovanović Gavrilović, B., Rakonjac Antić, T., Stojanović, Ž. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 237-256.
132. Jovović, M. (2014). „The problem of determining the discount rate in loss reserve estimation“. *Risk measurement and control in insurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Rajić, V. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 7, str. 123-145.
133. Jovović, M., Boričić, M. (2011). „Adekvatnost kapitala u okviru projekta Solventnost II“. *Nadzor i kontrola poslovanja osiguravajućih kompanija*, Kočović, J. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 523-545.
134. Jovović, M., Mitrašević, M., Kočović, M. (2013). „Assessment of financial strenght of insurance companies in Serbia“. *Product specifics on the markets of insurance and reinsurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Radović Marković, M. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 23, str. 335-351.
135. Kaas, R. (2004). „Beekman’s Convolution Formula“. *Encyclopedia of Actuarial Science*, Vol. 1, Teugels, J.L., Sundt, B. (eds.), John Wiley & Sons, str. 167-169.
136. Kaas, R., Goovaerts, M., Dhaene, J., Denuit, M. (2008). *Modern Actuarial Risk Theory Using R*, 2nd Ed., Springer.
137. Klugman, A.S., Panjer, H.H., Willmot, G.E. (2004). *Loss models: from data to decisions*, 2nd Ed., John Wiley & Sons.
138. Kočović, J., Jovović, M., Džaković, I. (2011). „Finansijsko - matematičke osnove vrednovanja dugoročnih obveznica“. *XXXVIII Simpozijum o operacionim istraživanjima*, Zbornik radova, Vuleta, J., Backović, M., Popović, Z. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 785-788.
139. Kocovic, J., Kocovic, M., Jovovic, M. (2012). „Impact of global financial crisis on insurance industry in selected Western Balkan countries“. *European integration process in Western Balkan countries*, Teixeira, P., Duarte Portugal, P., Redžepagić, S., Erić, D., Andrejević, S. (eds.), Coimbra: Faculty of Economics, Ch. 36, str. 708-725.
140. Kočović, J., Mitrašević, M., Kočović, M., Jovović, M. (2011). „Problemi alokacije kapitala kompanija za neživotno osiguranje“. *Ekonomski horizonti*, Vol. 2, god. XIII, Kragujevac: Ekonomski fakultet, YUISSN: 1450-863X, str. 45-69.

141. Кочович, Е., Митрашевич, М., Ђорович, М. (2014). „Методологические основы метода цепной лестницы и проблемы его практического применения“. *Актуариј*, No. 5, str. 40-43.
142. Коџовић, Ј., Плавић, Д. (2003). „Актuarsке основе израчунавања маргине solventности“. *Актuarsке основе утврђивања маргине solventности*, Коџовић, Ј. (ed.), Beograd: Удружење актуара Србије, str. 68-94.
143. Коџовић, Ј., Рајић, В., Јововић, М. (2012). „Предности и недостаци Chain Ladder метода за процену резерви за штете“. *XXXIX Симпозијум о операционим истраживањима*, Зборник радова, Ћиговић, Г. (ed.), Beograd: Visoka грађевинско-геодетска школа, str. 90-93.
144. Коџовић, Ј., Шлејић, П., Ракоњач-Антић, Т. (2010). *Оsigурање*. Beograd: Економски факултет, Центар за издавачку делатност.
145. Коџовић, М., Митрашевић, М. (2011). „Савремени проблеми и тренд у регулацији solventности“. *Надзор и контрола пословања осигуравачких компанија*, Коџовић, Ј. (ed.), Beograd: Економски факултет, Центар за издавачку делатност, str. 482-502.
146. Kowalewski, K.J., Mascaro, A. (1994). *Economic Impact of Solvency Crisis in the Insurance Industry*. DIANE Publishing.
147. Kozik, T.J. (1991). „Another Proof that the Proper Rate for Discounting Insurance Loss Reserves is Less than the Risk Free Rate“. *Proceedings of the 2nd AFIR Colloquium 1991*, Vol. 3, Ottawa: International Actuarial Association, str. 145-157.
148. Krause, A. (2003). „Exploring the limitations of value-at-risk: How good is it in practice?“. *Journal of Risk Finance*, 4(2), str. 19-28.
149. Leflaive, V. (2001). *Insurance Solvency Supervision: OECD Country Profiles*. Paris: OECD Publishing.
150. Linder, U., Ronkainen, V. (2004). „Solvency II – Towards a new insurance supervisory system in the EU“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2004(6), str. 462-474.
151. Lowe, J. (1994). „A Practical Guide to Measuring Reserve Volatility Using: Bootstrapping, Operational Time and A Distribution-Free Approach“. *Proceedings of the 1994 General Insurance Convention*. Edinburgh: Institute and Faculty of Actuaries, str. 157-196.
152. Mack, T. (1991). „A Simple Parametric Model for Rating Automobile Insurance or Estimating IBNR Claims Reserves“. *ASTIN Bulletin*, 21(1), str. 93-109.
153. Mack, T. (1993). „Distribution-free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates“. *ASTIN Bulletin*, 23(2), str. 213-225.
154. Mack, T. (1994a). „Measuring the Variability of Chain Ladder Reserve Estimates“. *CAS Forum Spring 1994*, Vol. 1, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 101-182.
155. Mack, T. (1994b). „Which Stochastic Model is Underlying the Chain Ladder Method?“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 15(2-3), str. 133-138.

156. Мак, Т. (1997). *Математика рискного страхования*. Prevela sa nemačkog jezika Курносова, Е. (2005). Москва: ОЛИМП - БИЗНЕС.
157. Martinez Torre-Enciso, I., Hernandez Barros, R. (2010). „Solvency II, the European insurance regulation based on risks“. *Revista Universitaria Europea*, No. 12, Madrid: Universidad Complutense de Madrid, str. 119-134.
158. McDonnell, W. (2002). „Managing Risk: Practical lessons from recent „failures“ of EU insurers“. *Occasional Paper Series*, Vol. 20, London: Financial Services Authority.
159. Merz, M., Wüthrich, M.V. (2007). „Prediction Error of the Expected Claims Development Result in the Chain Ladder Method“. *Bulletin of Swiss Association of Actuaries*, 1/2007, str. 117-137.
160. Merz, M., Wüthrich, M.V. (2008). „Modelling The Claims Development Result For Solvency Purposes“. *CAS E-Forum Fall 2008*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 542-568.
161. Meyfredi, J.C. (2004). „History of the Risk Concept and Risk Modeling“. *EDHEC – Risk Publications*. Lille: EDHEC Risk and Asset Management Research Center, str. 1-8.
162. Mikosh, T. (2004). *Non-life insurance mathematics: an introduction with stochastic processes*. Berlin: Springer – Verlag.
163. Mitrašević, M. (2010). *Aktuarska i finansijska analiza adekvatnosti kapitala kompanija za neživotna osiguranja*. Doktorska disertacija. Beograd: Ekonomski fakultet.
164. Mitrašević, M., Jovović, M. (2012). „Measuring non-life insurance risks in the Solvency II concept“. *Achieved Results and Prospects of Insurance Market Development in Modern World*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Jakovčević, D. (ed.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 20, str. 321-340.
165. Mladenović, P. (2014). *Elementi aktuarske matematike*. Beograd: Matematički fakultet.
166. Mohamed, M.A., Razali, A.M., Ismail, N. (2010). „Approximation of Aggregate Losses Using Simulation“. *Journal of Mathematics and Statistics*, 6(3), str. 233-239.
167. Müller, H. et al. (1997). „Solvency of insurance undertakings“. *Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union*. Brussels: European Commission.
168. Munch, P., Smallwood, D.E. (1980). „Solvency Regulation in the Property-Liability Insurance Industry: Empirical Evidence“. *The Bell Journal of Economics*, 11(1), str. 261–279.
169. Narodna banka Srbije (2006a). *CARMEL pokazatelji poslovanja društava za osiguranje sa okvирnim uputstvima za njihovo tumačenje*. Beograd: Narodna banka Srbije.
170. Narodna banka Srbije (2006b). *Poslovi nadzora nad obavljanjem delatnosti osiguranja. Narodna banka Srbije - godišnji izveštaj 2005*. Beograd: Narodna banka Srbije.
171. Narodna banka Srbije (2014a). *Izveštaj o inflaciji - maj 2014*. Beograd: Narodna banka Srbije.
172. Narodna banka Srbije (2014b). *Sektor osiguranja u Srbiji - izveštaj za 2013. godinu*. Beograd: Narodna banka Srbije.

173. Navarrete, E. (2006). „Practical Calculation of Expected and Unexpected Losses in Operational Risk by Simulation Methods“. *Banca & Finanças: Documentos de Trabalho*, 1(1), str. 1-12, (preuzeto 02.03.2014. sa: <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/1369>).
174. Nebel, R. (2004). „Regulations as a Source of Systemic Risk: the Need for Economic Impact Analysis“. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29(2), str. 273-283.
175. Odluka o bližim kriterijumima i načinu obračunavanja prenosnih premija. *Službeni glasnik RS*, br. 19/2005.
176. Odluka o bližim kriterijumima i načinu obračunavanja rezervi za izravnaje rizika. *Službeni glasnik RS*, br. 13/2005 i 23/2006.
177. Odluka o načinu utvrđivanja visine margine solventnosti. *Službeni glasnik RS*, br. 31/2005 i 21/2010.
178. Ohlsson, E., Lauzenings, J. (2008). „The one year non-life insurance risk“. *Conference Paper, Astin Colloquium 2008*. Manchester, str. 1-19.
179. Olivieri, A., Pitacco, E. (2011). *Introduction to Insurance Mathematics - Technical and Financial Features of Risk Transfers*. Springer - Verlag
180. Panning, W. (2006). „Measuring Loss Reserve Uncertainty“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 237-267.
181. Panjer, H.H. (1981). „Recursive Evaluation of a Family of Compound Distributions“. *ASTIN Bulletin*, 12(1), str. 22-26.
182. Panjer, H.H., Jing, J. (2001). „Solvency and Capital Allocation“. *Research Report 01-14*. Waterloo: Institute of Insurance and Pension Research, University of Waterloo, str. 1-8.
183. Panjer, H.H., Wang, S. (1993). „On the Stability of Recursive Formulas“. *ASTIN Bulletin*, 23(2), str. 227-258.
184. Panjer, HH., Willmot, G.E. (1986). „Computational aspects of recursive evaluation of compound distributions“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 5, str. 113-116.
185. Pârțachi, I., Verejan, R.O., Bradu, L.M., Verejan, V. (2009). „The role of the unexpired risk reserves and outstanding loss reserves in general insurance business“. *Economia seria Management*, 12(2) special/2009, str. 58-66.
186. Pavlović, B. (2010). „Adekvatnost rezervacije obaveza za štete (Run-off analiza)“. *Problemi poslovanja osiguravajućih kompanija u uslovima krize*, Kočović, J., Hanić, H. (ed.), Beograd: Institut za osiguranje i aktuarstvo, str. 239-260.
187. Pavlović, B. (2012). „Unexpired Risk Reserve“. *Achieved Results and Prospects of Insurance Market Development in Modern World*, Kocovic, J., Jovanovic Gavrilovic, B., Jakovcevic, D. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 17, str. 279-293.
188. Pentikäinen, T. (1967). „On the solvency of insurance companies“. *ASTIN Bulletin*, 4(3), str. 236-248.

189. Pentikäinen, T., Rantala, J. (ed.) (1982). *Solvency of Insurers and Equalization Reserves: General Aspects*. Vol. 1, Helsinki: Insurance Publishing Company Ltd.
190. Petrović, Lj. (2003). *Teorija verovatnoća*. Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost.
191. Pfeifer, D., Strassburger, D. (2008). „Solvency II: stability problems with the SCR aggregation formula“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2008(1), str. 61-77.
192. Pinheiro, P.J.R., Andrade e Silva, J.M., Centeno, M.L.C. (2003). „Bootstrap methodology in claim reserving“. *Journal of Risk and Insurance*, 70(4), str. 701-714.
193. Pottier, S.W., Sommer, D.W. (2002). „The Effectiveness of Public and Private Sector Summary Risk Measures in Predicting Insurer Insolvencies“. *Journal of Financial Services Research*, 21(1/2), str. 101-116.
194. Promislow, S.D. (2006). *Fundamentals of Actuarial Mathematics*. Toronto: John Wiley & Sons.
195. Rakonjac-Antić, T., Kočović, J., Rajić, V. (2011). „Upravljanje aktuarskim rizicima pri formiranju tarifa u osiguranju“. *XXXVIII Simpozijum o operacionim istraživanjima*, Zbornik radova, Vuleta, J., Backović, M., Popović, Z. (ed.), Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, str. 793-796.
196. Ramlau-Hansen, H. (1982). „An application of the credibility theory to solvency margins: some comments on a paper by G.W. De Wit and W.M. Kastelijn“. *ASTIN Bulletin*, 13(1), str. 37-45.
197. Rappaport, E.B. (1989). *Insurance Company Solvency*. Washington: Congressional Research Service, Library of Congress.
198. Redman, T.M., Scudellari, C.E (1992). „A new look at evaluating the financial condition of property and casualty insurance and reinsurance companies“. *Casualty Actuarial Society Discussion Paper Program*, Vol. 2, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 867-918.
199. Rees, R., Gravelle, H., Wambach, A. (1999). „Regulation of Insurance Markets“. *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 24(1), str. 55–68.
200. Rejda, G.E. (2008). *Principles of Risk Management and Insurance*, 10th Ed., Pearson Education Inc.
201. Renshaw, A.E. (1989). „Chain ladder and interactive modelling“. *Journal of the Institute of Actuaries*, 116, str. 559-587.
202. Renshaw, A.E., Verrall, R.J. (1998). „A Stochastic Model Underlying the Chain-Ladder Technique“. *British Actuarial Journal*, 4(4), str. 903-923.
203. Rockafellar, R.T., Uryasev, S. (2000). „Optimization of conditional value-at-risk“. *Journal of Risk*, 2(3), str. 21-41.
204. Rolski, T., Schmidli, H., Schmidt, V., Teugels, J. (2001). *Stochastic Processes for Insurance and Finance*. New York: John Wiley & Sons.

205. Ronkainen, V., Koskinen, L., Berglund, R. (2007). „Topical modelling issues in Solvency II“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007(2), str. 135-146.
206. Sandström, A. (2006). *Solvency: Models, Assessment and Regulation*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
207. Sandström, A. (2007a). „Solvency II: Calibration for skewness“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007(2), str. 126-134.
208. Sandström, A. (2007b). „Solvency – a historical review and some pragmatic solutions“. *Journal of the Swiss Association of Actuaries*, 1/2007, str. 11-34.
209. Sandström, A. (2011). *Handbook of Solvency for Actuaries and Risk Managers: Theory and Practice*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
210. Savelli, N., Clemente, G.P. (2009). „Modelling Aggregate Non-Life Underwriting Risk: Standard Formula vs Internal Model“. *Proceedings XVIII International AFIR Colloquium*. Rome: International Actuarial Association, str. 1-24.
211. Schmidt, K.D. (2006). „Methods and Models of Loss Reserving Based on Run-off Triangles: A Unifying Survey“. *CAS Forum Fall 2006*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 269-317.
212. Sharma, P. *et al.* (2002). „Prudential Supervision of Insurance Undertakings“. *Conference of Insurance Supervisory Services of the Member States of the European Union*. Brussels: European Commission.
213. Sherman, R.E. (1984). „Extrapolating, Smoothing and Interpolating Development Factors“. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, Vol. LXXI, Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 122-155.
214. Slim, N., Mansouri, F. (2011). „Reserve Risk Analysis and Dependence Modeling in Non-Life Insurance: The Solvency II Project“. *XXVIII Journées de Microéconomie Appliquée Communications*. Sousse, str. 1-26. (preuzeto 17.12.2012. sa: www.jma2011.fr/fichiers/152/the%20final%20paper.pdf)
215. Slovenian Insurance Association (2013). *Quarterly statistical data - 4th quarter 2013*. Ljubljana: Slovenian Insurance Association (preuzeto 01.07.2014. sa <http://www.zav-zdruzenje.si/statistical-data-2013>).
216. Steffen, T. (2008). „Solvency II and the Work of CEIOPS“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 33(1), str. 60-65.
217. Struzzieri, P.J., Hussian, P.R. (1998). „Using Best Practices to Determine a Best Reserve Estimate“. *CAS Forum Fall 1998*. Arlington: Casualty Actuarial Society, str. 353-413.
218. Sundt, B. (1999). *An Introduction to Non-Life Insurance Mathematics*, 4th Ed., Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft.
219. Šulejić, P. (2005). *Pravo osiguranja*. Beograd: Dosije.
220. Taylor, G. (2000). *Loss Reserving: An Actuarial Perspective*. Kluwer Academic Publishers.

221. Taylor, G. (1977). „Separation of Inflation and Other Effects from the Distribution of Non-Life Insurance Claim Delays“. *ASTIN Bulletin*, 9(1-2), str. 217-230.
222. Thomas, M., Maré, E. (2007). „Long term forecasting and hedging of the South African yield curve“. *ASSA Convention 2007*. Cape Town: Actuarial Society of South Africa, (preuzeto 05.05.2014. sa <http://www.actuarialsociety.org.za/Professionalresources/Pastpresentations/20062010.aspx>)
223. Trainar, P. (2006). „The Challenge of Solvency Reform for European Insurers“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 31(1), str. 169-185.
224. Tse, Y.-K. (2009). *Nonlife Actuarial Models: Theory, Methods and Evaluation*. New York: Cambridge University Press.
225. Uprava za javni dug (2013). *Mesečni izveštaj - decembar 2013*. Br. 21, Beograd: Ministarstvo finansija Republike Srbije - Uprava za javni dug.
226. Urošević, B. (2014). „Measuring and managing market risk within the Solvency II framework“. *Risk measurement and control in insurance*, Kočović, J., Jovanović Gavrilović, B., Rajić, V. (eds.), Belgrade: Faculty of Economics, Publishing Centre, Ch. 13, str. 231-251.
227. U.S. Congress, Committee on Energy and Commerce, Subcommittee on Oversight and Investigations (1990). *Failed promises: insurance companies insolvencies: a report*. Washington: Government Printing Office.
228. Van Rossum, A. (2005). „Regulation and Insurance Economics“. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 30(1), str. 43-46.
229. Vaughan, E.J., Vaughan, T.M. (2013). *Fundamentals of Risk and Insurance*, 11th Ed., Wiley & Sons.
230. Verrall, R.J. (1990). „On the estimation of reserves from loglinear models“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 10, str. 75-80.
231. Verrall, R.J. (2000). „An investigation into stochastic claims reserving models and the chain - ladder technique“. *Insurance: Mathematics and Economics*, 26(1), str. 91-99.
232. Wang, M., Koskinen, L. (2009). „Various Faces of Risk Measures: Internal Model's Perspective“. 39th *ASTIN Colloquium*. Helsinki 2009, International Actuarial Association, str. 1-25.
233. Weke, P.G.O. (2008). „Deterministic and Stochastic Modelling of Technical Reserves in Short-Term Insurance Contracts“. 4th *ORSEA 2008 Conference*, Operations Research Society of Eastern Africa, str. 1-13. (preuzeto 18.02.2012. sa: http://orsea.net/pastpapers/2008/Orsea_Conference_Weke_08.pdf)
234. Williams, C.A., Smith, M.L., Young, P.C. (1995). *Risk management and insurance*. 7th Ed., McGraw-Hill International Editions.
235. Wilson, R.L. (2001). „Invariant polynomial in the free skew field“. *Selecta Mathematica (New Series)*, 7(2001), str. 565-586.

236. Wüthrich, M.V., Merz, M. (2008). *Stochastic claims reserving methods in insurance*. Chichester: John Wiley & Sons.
237. Wüthrich, M.V., Merz, M., Lysenko, N. (2009). „Uncertainty of the Claims Development Result in the Chain Ladder Method“. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2009(1), str. 63-84.
238. Yamai, Y., Yoshida, T. (2002). „Comparative Analysis of Expected Shortfall and Value-at-Risk: Their Estimation Error, Decomposition and Optimization“. *Monetary and Economic Studies*, 20(1), str. 87-122.
239. Zakon o obligacionim odnosima, *Službeni list SFRJ*, br. 29/78, 39/85, 45/89 - odluka USJ i 57/89, *Službeni list SRJ*, br. 31/93 i *Službeni list SCG*, br. 1/2003 - Ustavna povelja.
240. Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 55/2004, 70/2004, 61/2005, 85/2005, 101/2007, 63/2009, 107/2009, 99/2011.
241. Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14.
242. Zehnwirth, B. (1989). „The chain ladder technique - a stochastic model“. *Claims Reserving Manual*, Vol. 2, London: Institute of Actuaries, str. D1.1-D1.9.
243. Федорова, Т.А. (2009). *Страхование*. 3-е изд., Москва: Магистр.
244. Чернова, Г.В. (2010). *Страхование: экономика, организация, управление*. Том 1, Москва: Экономика.
245. <http://ec.europa.eu>
246. <http://www.apr.gov.rs>
247. <http://www.nbs.rs>

SPISAK GRAFIKONA I TABELA

Grafikon 1.1. Mapa uzajamnih veza rizika uzročnika nesolventnosti osiguravača	27
Grafikon 1.2. Usporedni prikaz funkcije raspodele F_x i inverzne funkcije F_x^{-1}	45
Grafikon 1.3. Odnos vrednosti pod rizikom (VaR) i „repne“ vrednosti pod rizikom (TVaR)	51
Grafikon 1.4. Zabevani kapital kao funkcija rizika.....	54
Grafikon 1.5. Dijagrami raspršenosti rizičnih varijabli.....	60
Grafikon 1.6. Kategorizacija metoda upravljanja rizikom od strane osiguravajućih kompanija.....	64
Grafikon 1.7. Uticaj proporcionalnog i neproporcionalnog reosiguranja na raspodelu šteta.....	68
Grafikon 1.8. Matrica učestalosti i intenziteta šteta.....	73
Grafikon 2.1. Moguće situacije nesolventnosti u odnosu na bilans stanja osiguravača	79
Grafikon 2.2. Raspoloživa margina solventnosti u odnosu na bilans stanja osiguravača	83
Grafikon 2.3. Trajektorije procesa broja šteta, ukupnog iznosa šteta, premijskog priboda i procesa rizika	91
Grafikon 2.4. Histogram frekvencija i funkcija gustine za vreme između uzastopnih odštetnih zahteva.....	96
Grafikon 2.5. Histogram frekvencija iznosa šteta i prilagodena funkcija gustine.....	98
Grafikon 2.6. Aproksimacija verovatnoće propasti za različite nivoe kapitala pri koeficijentu sigurnosti $\eta = 12\%$	100
Grafikon 2.7. Aproksimacija verovatnoće propasti za različite vrednosti koeficijenta sigurnosti pri početnom kapitalu $u = 25$ mil. RSD.....	101
Grafikon 2.8. Simulirane trajektorije racija solventnosti u višegodišnjem vremenskom horizontu	132
Grafikon 3.1. Struktura bruto premije u neživotnom osiguranju	154
Grafikon 3.2. Grafički prikaz rezultata primene Campagne-ovog modela.....	159
Grafikon 3.3. Raspodela agregatnog iznosa šteta kao kombinacija raspodela broja i iznosa šteta.....	170
Grafikon 3.4. Novčani tokovi pojedinačnog ugovora o neživotnom osiguranju.....	173
Grafikon 3.5. Vremenski raspored rizika neživotnog osiguranja.....	180
Grafikon 3.6. Vremenski tok procesa rešavanja šteta u neživotnom osiguranju	183
Grafikon 3.7. Razvoj rešenih i prijavljenih šteta tokom vremena	189
Grafikon 3.8. Procedura primene metode lančanih lestvica prilagodene za inflaciju	215
Grafikon 3.9. Procedura diskontovanja projektovanih iznosa šteta	217
Grafikon 3.10. Trouglovi razvoja šteta u godinama I i I+1.....	231
Grafikon 4.1. Bilans stanja osiguravajuće kompanije u konceptu Solventnost II.....	242
Grafikon 4.2. Izvođenje krive prinosa u svrbe diskontovanja rezervi za štete u konceptu Solventnost II.....	249
Grafikon 4.3. Proces razvoja dinamičkog modela za merenje rizika.....	280

Grafikon 4.4. Kapitalni zahtev kao odstupanje stvarne od očekivane vrednosti rizične varijable	286
Grafikon 4.5. Primena bootstrapping tehnike u kontekstu rezervisanja za štete	292
Grafikon 5.1. Kretanje premija i tehničkih rezervi neživotnih osiguranja u Srbiji (2004-2013.)	304
Grafikon 5.2. Kretanje pokazatelja izloženosti neživotnih osiguravača u Srbiji rizicima osiguranja (2006-2013.)	306
Grafikon 5.3. Odnos garantne rezerve i zahtevane margine solventnosti osiguravajućih kompanija u Srbiji (2006- 2013.)	311
Grafikon 5.4. Izabrani pokazatelji osiguravajućih društava sa identifikovanom potcenjenošću zahtevane margine solventnosti.....	315
Grafikon 5.5. Kretanje pokazatelja izloženosti osiguravajuće kompanije rizicima osiguranja (2006-2013.)....	320
Grafikon 5.6. Trend kretanja racija šteta osiguravajuće kompanije po linijama poslovanja (2009-2013.).....	322
Grafikon 5.7. Trend kretanja racija troškova osiguravajuće kompanije po linijama poslovanja (2009-2013.).....	322
Grafikon 5.8. Ekstrapolirana kriva bezrizičnih kamatnih stopa u Srbiji.....	326
Grafikon 5.9. Dijagram raspršenosti faktora razvoja opisanih linearnom formom eksponencijalne funkcije.....	330
Grafikon 5.10. Dijagram raspršenosti faktora razvoja opisanih linearnom formom Weibull-ove funkcije.....	331
Grafikon 5.11. Histogram frekvencija iznosa šteta u osiguranju od autoodgovornosti i prilagodena funkcija gustine	339
Grafikon 5.12. Histogram frekvencija i funkcija gustine za ukupan iznosa šteta u osiguranju od autoodgovornosti	340
Grafikon 5.13. Histogram frekvencija iznosa šteta u osiguranju motornih vozila i prilagodena funkcija gustine	343
Grafikon 5.14. Histogram frekvencija i funkcija gustine za ukupan iznos šteta u osiguranju motornih vozila .	344
Grafikon 5.15. Obračunati i realan merodavni tehnički rezultat (2009-2013.).....	346
Grafikon 5.16. Histogram frekvencija ukupnih rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti i prilagodena funkcija gustine	348
Grafikon 5.17. Histogram frekvencija ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila i prilagodena funkcija gustine.....	351
Grafikon 5.18. Efekat diversifikacije rizika kao funkcija koeficijenata korelacije između rizika i između linija poslovanja	356
Grafikon 5.19. Procentualna promena ukupnog kapitalnog zahteva u slučaju potcenjenosti/precenjenosti rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti.....	357
Tabela 1.1. Primarni uzroci nesolventnosti neživotnih osiguravača u prostoru i vremenu	34
Tabela 2.1. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele vremena između uzastopnih odštetnih zahteva.....	96
Tabela 2.2. Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta	97
Tabela 2.3. Aproksimacija verovatnoće propasti za različite nivoe kapitala i koeficijenta sigurnosti	99

Tabela 2.4. <i>Sumarni prikaz kategorija i faktora rizika modela adekvatnosti kapitala za ne životna osiguranja u Sjedinjenim Američkim Državama</i>	116
Tabela 2.5. <i>Uticaj broja rizičnih kategorija na veličnu efekta formule kvadratnog korena</i>	122
Tabela 2.6. <i>Ilustracija marginalnih efekata individualnih na agregatni kapitalni zahtev</i>	123
Tabela 2.7. <i>Definisana scenarija u okviru testa solventnosti osiguravača u Švajcarskoj</i>	141
Tabela 3.1. <i>Rezultati primene modela Campagne-a za izabrane evropske zemlje u periodu 1952-1957. godine (u %)</i>	159
Tabela 3.2. <i>Opšta forma trougla razvoja inkrementalnih šteta</i>	187
Tabela 3.3. <i>Opšta forma trougla razvoja kumulativnih šteta</i>	187
Tabela 3.4. <i>Trougao razvoja šteta prema metodi separacije</i>	212
Tabela 4.1. <i>Segmentacija poslovnih linija ne životnih osiguranja u konceptu Solventnost II</i>	244
Tabela 4.2. <i>Ponderi za obračun MCR po linijama poslovanja ne životnih osiguranja</i>	252
Tabela 4.3. <i>Sumarni prikaz (pod)modula rizika i pristupa obračuna SCR u konceptu Solventnost II</i>	254
Tabela 4.4. <i>Korelaciona matrica osnovnog solventnosnog kapitalnog zahteva u konceptu Solventnost II</i>	256
Tabela 4.5. <i>Faktori rizika premije i rizika rezervi po poslovnim linijama prema QIS5</i>	259
Tabela 4.6. <i>Revidirane vrednosti faktora rizika premije i rezervi po poslovnim linijama</i>	260
Tabela 4.7. <i>Koeficijenti korelacije linija poslovanja ne životnih osiguranja u konceptu Solventnost II</i>	262
Tabela 4.8. <i>Koeficijenti korelacije rizika ne životnih osiguranja u konceptu Solventnost II</i>	269
Tabela 4.9. <i>Klasifikacija sopstvenih sredstava osiguravača u konceptu Solventnost II</i>	273
Tabela 4.10. <i>Raspoloživi i zahtevani kapital osiguravača u konceptima Solventnost I i Solventnost II</i>	275
Tabela 5.1. <i>Pokazatelji izloženosti ne životnih osiguravača u Srbiji rizičima osiguranja u 2013. godini</i>	306
Tabela 5.2. <i>Struktura raspoloživog kapitala osiguravajućih kompanija u Srbiji</i>	310
Tabela 5.3. <i>Rezultati testiranja bipoteze o obliku raspodele racija šteta</i>	314
Tabela 5.4. <i>Rezultati obračuna premijskog indeksa na tržištu osiguranja Srbije</i>	314
Tabela 5.5. <i>Pokazatelji izloženosti osiguravajuće kompanije rizičima osiguranja (2009-2013.)</i>	320
Tabela 5.6. <i>Pokazatelji profitabilnosti poslova osiguranja kompanije (2009-2013.)</i>	321
Tabela 5.7. <i>Obračun iznosa merodavne premije i merodavne premije u samopridržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	324
Tabela 5.8. <i>Obračun iznosa merodavne premije i merodavne premije u samopridržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	324
Tabela 5.9. <i>Stope prinosa hartija od vrednosti Republike Srbije</i>	326
Tabela 5.10. <i>Raspoloživi trougao razvoja inkrementalnih isplata šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	327
Tabela 5.11. <i>Raspoloživi trougao razvoja inkrementalnih isplata šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	327

Tabela 5.12. <i>Raspoloživi i projektovani trougao razvoja kumulativnih isplata šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	328
Tabela 5.13. <i>Diskontovane projektovane inkrementalne isplate šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	328
Tabela 5.14. <i>Raspoloživi i projektovani trougao razvoja kumulativnih isplata šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	329
Tabela 5.15. <i>Diskontovane projektovane inkrementalne isplate šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i> ...	329
Tabela 5.16. <i>Teorijski oblici krivih prilagođenih ocenjenim faktorima razvoja u osiguranju od autoodgovornosti</i>	331
Tabela 5.17. <i>Rezultati ocenjivanja rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti sa modeliranim repnim faktorom razvoja (u RSD)</i>	331
Tabela 5.18. <i>Obračun iznosa merodavnih šteta u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	332
Tabela 5.19. <i>Obračun iznosa merodavnih šteta u samoprdržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i> ...	332
Tabela 5.20. <i>Obračun iznosa merodavnih šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	332
Tabela 5.21. <i>Rezultati simulacije standardnog pristupa koncepta Solventnost II pri merenju rizika premije i rezervi za štete</i>	333
Tabela 5.22. <i>Rezultati ocenjivanja standardne greške predviđanja rezervi za štete u jednogodišnjem i konačnom vremenskom horizontu</i>	335
Tabela 5.23. <i>Rezultati intervalnog ocenjivanja rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	336
Tabela 5.24. <i>Zabtevani kapital za pokriće rizika rezervi na bazi ocenjene standardne greške predviđanja rezervi u jednogodišnjem i konačnom vremenskom horizontu</i>	336
Tabela 5.25. <i>Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta u osiguranju od autoodgovornosti</i>	339
Tabela 5.26. <i>Deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta u osiguranju od autoodgovornosti</i>	340
Tabela 5.27. <i>Obračun iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samoprdržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	341
Tabela 5.28. <i>Obračun realnih iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samoprdržaju u osiguranju od autoodgovornosti (u RSD)</i>	341
Tabela 5.29. <i>Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije u osiguranju od autoodgovornosti</i>	342
Tabela 5.30. <i>Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele iznosa individualnih šteta u osiguranju motornih vozila</i>	343
Tabela 5.31. <i>Deskriptivne statistike raspodele ukupnog iznosa šteta u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i> ...	344
Tabela 5.32. <i>Obračun iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samoprdržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	345

Tabela 5.33. <i>Obračun realnih iznosa merodavne tehničke premije i merodavne tehničke premije u samopridržaju u osiguranju motornih vozila (u RSD)</i>	345
Tabela 5.34. <i>Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika premije u osiguranju motornih vozila</i>	346
Tabela 5.35. <i>Rezultati testa adekvatnosti prenosne premije (u RSD)</i>	347
Tabela 5.36. <i>Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele ukupnih rezervi za štete u osiguranju od autoodgovornosti</i>	349
Tabela 5.37. <i>Rezultati primene bootstrapping tehnike pri rezervisanju u osiguranju od autoodgovornosti</i>	349
Tabela 5.38. <i>Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi u osiguranju od autoodgovornosti</i>	350
Tabela 5.39. <i>Rezultati testiranja hipoteze o obliku raspodele ukupnih rezervi za štete u osiguranju motornih vozila</i>	350
Tabela 5.40. <i>Rezultati primene bootstrapping tehnike pri rezervisanju u osiguranju motornih vozila</i>	351
Tabela 5.41. <i>Obračun zahtevanog kapitala za pokriće rizika rezervi u osiguranju motornih vozila</i>	352
Tabela 5.42. <i>Rezultati testa adekvatnosti rezervi za štete (u RSD)</i>	352
Tabela 5.43. <i>Zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja po linijama poslovanja (u RSD)</i>	354
Tabela 5.44. <i>Ocenjene vrednosti koeficijenta korelacije između linija poslovanja na tržištu neživotnih osiguranja Srbije</i>	355
Tabela 5.45. <i>Zahtevani iznos kapitala za pokriće rizika neživotnih osiguranja na nivou osiguravajuće kompanije (u RSD)</i>	355
Tabela 5.46. <i>Uporedni prikaz rezultata različitih metoda rezervisanja</i>	358
Tabela 5.47. <i>Obračun zahtevane margine solventnosti primenom modela fiksnog koeficijenta (u RSD)</i>	360
Tabela 5.48. <i>Uporedni prikaz rezultata statičkog i dinamičkog modela obračuna zahtevanog kapitala za pokriće rizika siguranja</i>	360

BIOGRAFIJA AUTORA

Marija Jovović je rođena 7. decembra 1983. godine u Nikšiću, Crna Gora, gde je završila osnovnu školu i gimnaziju. Diplomirala je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu 2007. godine, na smeru Finansije, bankarstvo i osiguranje. Drugi stepen diplomskih akademskih studija - master na Ekonomskom fakultetu u Beogradu (studijski program Kvantitativna analiza, modul Aktuarstvo) završila je 2009. godine, odbranom master rada pod nazivom „Aktuarske osnove utvrđivanja solventnosti osiguravajućih kompanija“. Iste godine je upisala doktorske studije na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Temu doktorske disertacije pod naslovom „Merenje rizika pri utvrđivanju solventnosti neživotnih osiguravača“ je prijavila 2012. godine.

Zaposlena je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu od 2009. godine, najpre kao saradnik u nastavi, a od 2010. godine u zvanju asistenta za užu naučnu oblast Ekonomska politika i razvoj. Angažovana je u nastavi na predmetima Osiguranje, Penzijsko i zdravstveno osiguranje, Tarife u osiguranju i Finansijska i aktuarska matematika. Učestvovala je na većem broju domaćih i međunarodnih naučnih skupova, kao i inovacionih kurseva iz oblasti osiguranja, aktuarstva i finansijske matematike. Objavila je više radova iz navedenih oblasti u naučnim monografijama, tematskim zbornicima radova i časopisima u zemlji i inostranstvu. Trenutno je angažovana kao istraživač na projektu Ministarstva nauke RS 179005: „Rizici finansijskih institucija i tržišta u Srbiji - mikroekonomski i makroekonomski pristup“. Član je Udruženja aktuara Srbije i Međunarodne asocijacije aktuara (*International Actuarial Association - IAA*).

Прилог 1.

Изјава о ауторству

Потписани-а _____ **Марија Јововић** _____

број индекса _____ D3 2/09 _____

Изјављујем

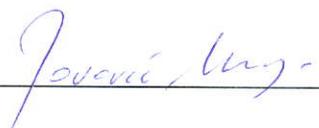
да је докторска дисертација под насловом

Мерење ризика при утврђивању солвентности неживотних осигуравача

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

Потпис докторанда

У Београду, 27.01.2015.



Прилог 2.

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора _____ Марија Јововић _____

Број индекса _____ D3 2/09 _____

Студијски програм _____ Статистика _____

Наслов рада _____ Мерење ризика при утврђивању солвентности неживотних осигуравача _____

Ментор _____ Проф. др Јелена Кочовић _____

Потписани/а _____ Марија Јововић _____

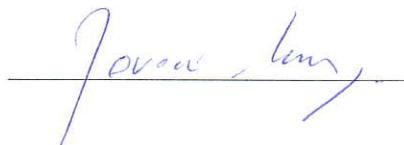
Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу **Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

Потпис докторанда

У Београду, _____ 27.01.2015. _____



Прилог 3.

Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Мерење ризика при утврђивању солвентности неживотних осигуравача

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство

2. Ауторство - некомерцијално

3. Ауторство – некомерцијално – без прераде

4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима

5. Ауторство – без прераде

6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

Потпис докторанда

У Београду, _____ 27.01.2015. _____

