

UNIVERZITET U BEOGRADU

EKONOMSKI FAKULTET

Tihomir J. Novaković

**OCENA TEHNIČKE EFIKASNOSTI
PRIMENOM MODELA STOHAŠTIČKE
GRANIČNE PROIZVODNE FUNKCIJE U
SEKTORU MLEČNOG GOVEDARSTVA U
REPUBLICI SRBIJI**

doktorska disertacija

Beograd, 2023

UNIVERSITY OF BELGRADE

FACULTY OF ECONOMICS AND BUSINESS

Tihomir J. Novaković

**TECHNICAL EFFICIENCY ASSESSMENT BY
THE APPLICATION OF A STOCHASTIC
FRONTIER ANALYSIS IN THE DAIRY
FARMING SECTOR IN THE REPUBLIC OF
SERBIA**

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2023

Mentor:

Prof. dr Žaklina Stojanović, redovni profesor,
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Članovi komisije:

Prof. dr Gojko Rikalović, redovni profesor u penziji,
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Prof. dr Dejan Molnar, vanredni profesor,
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Prof. dr Jelena Stanojević, docent,
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Prof. dr Beba Mutavdžić, vanredni profesor,
Univerzitet u Novom Sadu, Poljoprivredni fakultet

Datum odbrane doktorske disertacije: _____, u Beogradu.

Zahvalnica

Ovom prilikom želeo bih da se zahvalim svim članovima mentorske komisije na pomoći, podršci i korisnim sugestijama koje su u velikoj meri doprinele kvalitetu ove doktorske disertacije. Posebnu zahvalnost dugujem mentorki, prof. dr Žaklini Stojanović, na razumevanju i pomoći prilikom koncipiranja i izrade doktorske disertacije.

Zahvaljujem se i kolegama sa Departmana za ekonomiku poljoprivrede i sociologiju sela, Poljoprivrednog fakulteta, Univerziteta u Novom Sadu na nesebičnoj podršci u prethodnom periodu, posebno prof. dr Vladislavu Zekiću, prof. dr Draganu Miliću i prof. dr Dejanu Jankoviću.

Želeo bih da se zahvalim i prof. dr Nebojši Novkoviću, prof. dr Bebi Mutavdžić i mr Emiliji Nikolić-Đorić na pruženoj prilici da se bavim naučno-istraživačkim radom i razvijam svoju stručnu i profesionalnu karijeru.

Neizmerno sam zahvalan svojoj porodici, roditeljima Jovici i Vesni, sestri Milici i verenici Dragani Tekić koji su mi pružali bezrezervnu podršku i bili oslonac u dosadašnjem radu.

OCENA TEHNIČKE EFIKASNOSTI PRIMENOM MODELA STOHAŠTIČKE GRANIČNE PROIZVODNE FUNKCIJE U SEKTORU MLEČNOG GOVEDARSTVA U REPUBLICI SRBIJI

SAŽETAK

Predmet istraživanja u ovoj disertaciji predstavljaju registrovana poljoprivredna gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka u Republici Srbiji. Analizirano je ukupno 70 poljoprivrednih gazdinstava, a podaci su preuzeti iz FADN uzorka za period od 2015. do 2019. godine. S druge strane, cilj istraživanja je najpre oceniti tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava, a zatim i ispitati uticaj različitih faktora na ostvarenu tehničku efikasnost.

Tehnička efikasnost analiziranih gazdinstava je ocenjena primenom modela stohastičke granične proizvodne funkcije, gde se pod pojmom tehničke efikasnosti podrazumeva sposobnost donosioca odluka na gazdinstvu da ostvare maksimalni output uz određeni nivo angažovanog inputa. Funkcionalna forma modela se zasniva na modifikovanoj *Cobb-Douglas*-ovoj proizvodnoj funkciji. Kao zavisno promenljiva u modelu proizvodne funkcije koja predstavlja ostvareni output posmatranih gazdinstava, korišćena je ukupno ostvarena vrednost poljoprivredne proizvodnje. S druge strane, kao nezavisno promenljive u modelu proizvodne funkcije korišćene su varijable koje se odnose na angažovani rad, kapital, ukupne troškove proizvodnje i korišćeno poljoprivredno zemljište. Pored navedenog, u cilju ocene eventualnog prisustva tehničkog progressa korišćena je i varijabla koja se odnosi na godine posmatranja.

U prvoj fazi istraživanja, primenom modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija, oslanjajući se na modifikovanu Cobb-Douglas-ovu proizvodnu funkciju, izvršena je ocena tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava. Ocenjeno je ukupno šest različitih klasa modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija, koje se međusobno razlikuju u skladu sa primenjenom metodologijom ocene. Generalno posmatrano, prednost modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija u odnosu na determinističke modele, ogleđa se kroz prisustvo kompozitne slučajne greške modela na osnovu koje je moguće ispitati uticaj dodatnih faktora na prethodno ocenjenu tehničku efikasnost.

U skladu sa prethodno navedenim, u drugoj fazi istraživanja ispitan je uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih koje se odnose na: karakteristike donosioca odluka na gazdinstvu, karakteristike poljoprivrednih gazdinstava, ekonomske mere agrarne politike i prirodne uslove. Različiti faktori od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava identifikovani su na osnovu prethodno sprovedene analize empirijskih istraživanja u vezi sa tehničkom efikasnošću poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo. U skladu sa dodatnim faktorima od uticaja formulisano je osam radnih hipoteza koje su u nastavku istraživanja proverene.

Iako je za očekivati bilo da se ocenom različitih klasa modela dobiju različite ocene tehničke efikasnosti, utvrđene su izvesene pravilnosti po pitanju statističke značajnosti posmatranih varijabli bez obzira na ocenjenu klasu modela. U prvoj fazi istraživanja, ustanovljen je statistički značajan uticaj kapitala i ukupnih troškova proizvodnje na ostvarenu vrednost proizvodnje.

Takođe, utvrđena je i pozitivna promena produktivnosti za posmatrani petogodišnji period. S druge strane, ustanovljeno je da angažovani rad i korišćeno poljoprivredno zemljište nemaju statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje. Drugim rečima, ustanovljeno je da se dodatnim ulaganjem u opremu, objekte, mehanizaciju, osnovno stado i nabavkom kvalitetnijih inputa u proizvodnom procesu može očekivati i bolji proizvodni rezultat u

sektoru mlečnog govedarstva. Dodatno, ustanovljeno je da rad i zemljište nisu ograničavajući faktori kada je reč o ostvarenoj vrednosti proizvodnje.

Ispitivanjem uticaja dodatnih objašnjavajućih promenljivih na ostvarenu tehničku efikasnost, ustanovljeno je da dužina radnog iskustva ima veći uticaj na efikasnost poslovanja u odnosu na dodatnu obuku koju organizuju nadležne institucije. Takođe, ustanovljeno je da vlasništvo nad sredstvima za proizvodnju (rad i zemljište) nema presudan uticaj na stepen ostvarene tehničke efikasnosti. Zatim, utvrđeno je da se sa povećanjem osnovnog stada i vertikalnom povezanošću biljne i stočarske proizvodnje može očekivati veći stepen tehničke efikasnosti. Dodatno, ustanovljeno je da su ekonomske mere agrarne politike u većoj meri orijentisane podršci dohotku poljoprivrednih proizvođača, da nisu u dovoljnoj meri usmerene ka investicijama i da samim tim ne doprinose poboljšanju tehničke efikasnosti. Na kraju, ustanovljeno je da regionalna pripadnost gazdinstava nema statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

Doprinos sprovedenog istraživanja je višestruk. S jedne strane, rezultati kako kvalitativnog, tako i kvantitativnog dela istraživanja, ukazuju na moguće pravce daljeg naučnog razvoja ove oblasti u Republici Srbiji. S druge strane, dobijeni rezultati mogu biti od koristi kreatorima agrarne politike u smislu kreiranja konkretnih mera koje za cilj imaju unapređenje proizvodnih performansi registrovanih poljoprivrednih gazdinstava iz sektora mlečnog govedarstva.

Ključne reči: tehnička efikasnost, poljoprivredna gazdinstva, mlečno govedarstvo, stohastička granična proizvodna funkcija.

Naučna oblast: Ekonomske nauke

Uža naučna oblast: Ekonomska politika i razvoj

JEL klasifikacija: Q12, Q18, R15.

UDK broj: 631.152:637.5`62(497.11)(043.3)

TECHNICAL EFFICIENCY ASSESSMENT BY THE APPLICATION OF A STOCHASTIC FRONTIER ANALYSIS IN THE DAIRY FARMING SECTOR IN THE REPUBLIC OF SERBIA

ABSTRACT

The research in this dissertation focuses on registered agricultural holdings specializing in milk production in the Republic of Serbia. A total of 70 agricultural holdings are analyzed while the data was collected from the FADN sample for the period between 2015 and 2019. The research aims to assess the technical efficiency of the analyzed holdings and then investigate the influence of different factors on the realized technical efficiency.

The technical efficiency of the analyzed holdings is assessed using the stochastic frontier analysis. The term technical efficiency refers to the ability of the decision-maker on an agricultural holding to maximize its output with a certain extent of the engaged input. The model's functional form is based on the modified Cobb-Douglas production function. The total realized value of agricultural production is used as the dependent variable in the production function model, representing the realized output of the analyzed holdings. On the other hand, the variables related to the amount of work put in, capital, production costs, and used agricultural land are used as independent variables in the production function model. In addition, a variable concerning the observation period is also used to assess the possible presence of technical progress.

In the first stage of the research, the technical efficiency of the analyzed holdings is assessed by the application of the stochastic frontier analysis, based on the Cobb-Douglas production function. Six different classes of the stochastic frontier analysis model are assessed. These classes differ from each other, depending on the applied assessment methodology. One advantage of the stochastic frontier analysis model over deterministic models includes the presence of the composite error which makes it possible to analyze the influence of additional factors on the previously assessed technical efficiency.

The second stage of the research focuses on the influence of explanatory variables related to the characteristics of the decision-maker on a holding, the characteristics of agricultural holdings, economic measures of the agricultural policy, and natural conditions. Different factors influencing the achieved technical efficiency of the analyzed holdings are identified by means of a previously conducted analysis of empirical research on the technical efficiency of the agricultural holdings specialized in dairy farming. According to the additional influencing factors, eight working hypotheses are formulated and examined in the rest of the research.

Despite the prediction that the assessment of different classes of the model will give different assessments of technical efficiency, certain regularities concerning the statistical significance of the analyzed variables are determined regardless of the assessed model class. The first stage of the research defines a statistically significant influence of capital and total production costs on the realized production value.

Furthermore, a positive productivity change is determined in the analyzed five-year period. On the other hand, it is learned that the amount of work put in and used agricultural land do not have any statistically significant influence on the realized production value. In other words, the conclusion is that additional investment in equipment, agricultural mechanization, foundation stocks, and higher-quality inputs in the production process should bring better production results in the dairy farming sector. It is also concluded that work and land are not restricting factors regarding the realized production value.

The analysis of additional explicatory variables of the realized technical efficiency suggests that years of working experience have a greater influence on business effectiveness than any additional training organized by relevant institutions. Moreover, owning production assets (work and land) does not have a major influence on the level of realized technical efficiency. Increasing the foundation stock and vertically connecting plant and animal production should result in a higher level of technical efficiency. Economic measures of the agricultural policy are mainly focused on enhancing agricultural producers' profits and are not aimed at investment to a sufficient degree. Therefore, they do not contribute to the improvement of technical efficiency. Finally, the region to which a holding belongs does not have a statistically significant influence on the realized technical efficiency of the holdings specialized in milk production.

The conducted research makes a valuable contribution. On one hand, both the results of the quality and quantity part of the research suggest possible directions for further scientific development in this field in the Republic of Serbia. On the other hand, the achieved results may be useful for the creators of agricultural policies when creating measures aimed at the improvement of the production performance of the registered agricultural holdings in the dairy farming sector.

Keywords: technical efficiency, agricultural holdings, dairy farming, stochastic frontier analysis.

Scientific field: Economic sciences

Scientific subfield: Economic Policy and Development

JEL classification: Q12, Q18, R15.

UDC number: 631.152:637.5`62(497.11)(043.3)

SADRŽAJ

1. UVOD	1
1.1. Predmet i cilj istraživanja.....	2
1.2. Metodologija rada	3
1.3. Istraživačko pitanje	5
2. ANALIZA AGRARNOG SEKTORA REPUBLIKE SRBIJE SA POSEBNIM OSVRTOM NA SEKTOR MLEČNOG GOVEDARSTVA	8
2.1. Analiza vrednosti poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji.....	8
2.2. Stanje u sektoru mlečnog govedarstva	12
2.2.1. Socio-demografske karakteristike	13
2.2.2. Veličina gazdinstava	16
2.2.3. Ekonomske mere agrarne politike usmerene ka razvoju mlečnog govedarstva.....	21
2.3. Zajednička agrarna politika i približavanje Republike Srbije u domenu sektora mlečnog govedarstva.....	28
2.3.1. Sektor mlečnog govedarstva u EU	31
3. TEHNIČKA EFIKASNOST POLJOPRIVREDNIH GAZDINSTAVA	37
3.1. Pojam i definicija tehničke efikasnosti.....	37
3.1.1. <i>Autput-orijentisani model</i>	40
3.1.2. <i>Input-orijentisani model</i>	41
3.2.1. <i>Stopa povrata na obim</i>	45
3.3. Parametarski i neparametarski pristup ocene tehničke efikasnosti.....	48
4. MODELI STOHAŠTIČKE GRANIČNE PROIZVODNE FUNKCIJE	52
4.1. Ekonometrija panela	53
4.1.1. <i>Tipovi modela panela</i>	53
4.1.2. <i>Izbor modela panela</i>	58
4.2. Proizvodne funkcije.....	64
4.2.1. <i>Proizvodne funkcije konstantne elastičnosti supstitucije inputa</i>	66
4.2.2. <i>Proizvodne funkcije varijabilne elastičnosti supstitucije inputa</i>	69
4.3. Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije za ocenu tehničke efikasnosti.....	71
4.3.1. <i>Deterministički modeli granične proizvodne funkcije</i>	71
4.3.2. <i>Stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	74
4.4. Korišćeni podaci.....	101
5. EMPIRIJSKI REZULTATI ANALIZE I DISKUSIJA.....	115
5.1. Deskriptivna analiza.....	115
5.1.1. <i>Ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje</i>	117
5.1.2. <i>Angažovana radna snaga</i>	120

5.1.3. <i>Raspoloživi kapital poljoprivrednih gazdinstava</i>	123
5.1.4. <i>Ukupni troškovi poljoprivredne proizvodnje</i>	126
5.1.5. <i>Korišćeno poljoprivredno zemljište</i>	129
5.1.6. <i>Broj uslovnih grla stoke</i>	131
5.1.7. <i>Promenljive u modelu tehničke (ne)efikasnosti</i>	133
5.2. <i>Ocena modela stohastičke granične proizvodne funkcije poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji za period 2015-2019. godine</i>	139
5.2.1. <i>Ocena I klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	141
5.2.2. <i>Ocena II klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	148
5.2.3. <i>Ocena III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	153
5.2.4. <i>Ocena IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	159
5.2.5. <i>Ocena V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	166
5.2.6. <i>Ocena VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije</i>	172
5.3. <i>Diskusija</i>	182
6. ZAKLJUČAK	204
LITERATURA.....	209
BIOGRAFIJA AUTORA	220
PRILOZI	221

Spisak skraćenica

AE – Alokativna efikasnost

AR – Autoregresioni procesi

BDP – Bruto domaći proizvod

BDV – Bruto dodata vrednost

BLUP – Najbolji linearni nepristrasni predictor (*engl. Best Linear Unbiased Predictor*)

CES – Konstantna elastičnost supstitucije inputa (*engl. Constant Elasticity of Substitution*)

CRS – Konstantna stopa povrata na obim (*engl. Constant Return to Scale*)

CS – Zavisnost panela (*engl. Cross-Sectional Dependence*)

DEA – Analiza obavijanja podataka (*engl. Data Envelopment Analysis*)

EAFRD – Fond za finansiranje mera ruralnog razvoja (*engl. European Agriculture Fund and Rural Development*)

EAGF – Fond za direktnu podršku poljoprivredi (*engl. European Agriculture Guarantee Fund*)

EU – Evropska unija

FADN – Sistem računovodstvenih podataka na poljoprivrednim gazdinstvima

FEGLS – Metod uopštenih najmanjih kvadrata fiksnih efekata (*engl. Fixed Effects Generalised Least Squares Method*)

FREGLS - Metod ocenjenih uopštenih najmanjih kvadrata (*engl. Feasible Random Effects Generalized Least Squares Method*)

GATT - Opšti sporazum o carinama i trgovini (*engl. The General Agreement on Tariffs and Trade*)

GJR – Godišnja jedinica rada

KPZ – Korišćeno poljoprivredno zemljište

LSDV – Metod najmanjih kvadrata sa veštačkim promenljivim (*engl. Least Squares Dummy Variable Method*)

MA – Procesni pokretnih proseka

MK – Muzne krave

NUTS – Nomenklatura statističkih teritorijalnih jedinica (*engl. Nomenclature of Territorial Units for Statistics*)

ONK – Metod običnih najmanjih kvadrata

REGLS - Metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (*engl. Random Effects Generalized Least Squares Method*)

RPG – Registrovano poljoprivredno gazdinstvo
SFA – Analiza granične proizvodne funkcije (*engl. Stochastic Frontier Analysis*)
SE – Stopa povrata na obim (*engl. Scale Efficiency*)
SO – Standardni output (*engl. Standard Output*)
STO – Svetska trgovinska organizacija
TE – Tehnička efikasnost
UAP – Uprava za agrarna plaćanja
UG – Uslovna grla
VRS – Varijabilna stopa povrata na obim (*engl. Variable Return to Scale*)
VES – Varijabilna elastičnost supstitucije inputa (*engl. Variable Elasticity of Substitution*)
ZAP – Zajednička agrarna politika Evropske unije

SPISAK TABELA

Tabela 1. Klase ekonomske veličine poljoprivrednih gazdinstava prema metodologiji FADN sistema.....	105
Tabela 2. Struktura FADN uzorka u Republici Srbiji za period 2011-2019. godine.....	106
Tabela 3. Struktura analiziranih gazdinstava prema klasama ekonomske veličine	107
Tabela 4. Koeficijenti za obačun UG stoke, prema kategorijama stoke.....	111
Tabela 5. Srednji godišnji kurs RSD prema EUR, lančani i bazni indeksi cena proizvođača poljoprivrednih proizvoda, za period 2015-2019. godine	113
Tabela 6. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje (EUR, stalne cene) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	119
Tabela 7. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	119
Tabela 8. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke (EUR/UG stoke) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	120
Tabela 9. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage (GJR) za period 2015-2019. godine, po regionima	121
Tabela 10. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage po KPZ (GJR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	122
Tabela 11. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage po UG stoke (GJR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	123
Tabela 12. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala (EUR) za period 2015-2019. godine, po regionima....	124
Tabela 13. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionim	125
Tabela 14. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima	126
Tabela 15. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje (EUR/gazdinstvu) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	127
Tabela 16. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	128
Tabela 17. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	129
Tabela 18. Deskriptivna statistika za korišćeno poljoprivredno zemljište za period 2015-2019. godine, po regionima	130
Tabela 19. Deskriptivna statistika za korišćeno poljoprivredno zemljište po uslovnom grlu stoke (KPZ/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima	132
Tabela 20. Deskriptivna statistika za prosečan broj uslovnih grla stoke (UG) za period 2015-2019. godine, po regionima	133
Tabela 21. Deskriptivna statistika broj uslovnih grla stoke po hektaru KPZ (UG/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	134
Tabela 22. Provera prisustva multikolinearnosti (VIF i TOL).....	142
Tabela 23. Ocena modela fiknih i slučajnih efekata (I klasa modela)	142
Tabela 24. Testovi ispunjenosti pretpostavki panel modela u fiksnoj specifikaciji (model I klase).....	144
Tabela 25. Ocena modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (I klasa modela)	144
Tabela 26. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost).....	145
Tabela 27. Ocena modela polu-normalne i trankirane-normalne raspodele (II klasa modela)	150
Tabela 28. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela polu-normalne raspodele (II klasa modela).....	150
Tabela 29. Ocena Kumbhakar, 1990, Battese & Coelli, 1992 i Kumbhakar & Wang, 2005 modela (III klasa modela)	155
Tabela 30. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Wang, 2005 modela (III klasa modela)	156
Tabela 31. Ocena tehničke neefikasnosti na osnovu (Battese & Coelli, 1992) i (Kumbhakar & Wang, 2005) modela (vremenski varijantna tehnička (ne)efikasnost)	160
Tabela 32. Ocena modela "pravih" slučajnih efekata (IV klasa modela)	162
Tabela 33. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela "pravih" slučajnih efekata.....	163
Tabela 34. Ocena (Kumbhakar & Heshmati, 1995) modela sa heteroskedastičnom varijansom (V klasa modela)	169
Tabela 35. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela fiksnih efekata	169
Tabela 36. Ocena Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014 modela (VI klasa modela).....	174
Tabela 37. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014 modela	175
Tabela 38. Ocenjene vrednosti tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava	180

SPISAK GRAFIKONA

Grafikon 1. Struktura ostvarenog BDV Republike Srbije za period 2011-2020. godine prema privrednim delatnostima, u %	9
Grafikon 2. Vrednost poljoprivredne proizvodnje za period 2011-2020. godine, u EUR	10
Grafikon 3. Struktura prosečne vrednosti poljoprivredne proizvodnje prema linijama proizvodnje za period 2011-2020. godine, u %	10
Grafikon 4. Struktura prosečne vrednosti stočarskih proizvoda za period 2011-2020. godine, u %	11
Grafikon 5. Vrednost proizvodnje mleka za period 2011-2020. godine, u milionima EUR	11
Grafikon 6. Regionalna raspodela broja RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka za 2019. godinu u Republici Srbiji	13
Grafikon 7. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini, prema godinama starosti donosioca odluka	14
Grafikon 8. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini, prema stručnoj spremi nosioca gazdinstava	15
Grafikon 9. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u 2019. godini, prema broju članova domaćinstva i zaposlene radne snage	16
Grafikon 10. Regionalna raspodela ukupne poljoprivredne površine RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka za 2019. godinu u Republici Srbiji	16
Grafikon 11. Regionalna raspodela ukupnog broja UG stoke u 2019. godinu u Republici Srbiji	17
Grafikon 12. Regionalna raspodela ukupnog broja muznih krava u 2019. godinu u Republici Srbiji	18
Grafikon 13. Regionalna raspodela proizvedene količine mleka (u litrama) u 2019. godinu u Republici Srbiji	19
Grafikon 14. Struktura RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka prema ostvarenoj ekonomskoj veličini u Republici Srbiji za 2019. godinu	20
Grafikon 15. Regionalna raspodela prosečne ekonomske veličine RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u 2019. godinu u Republici Srbiji	21
Grafikon 16. Struktura ukupne sume isplaćenih podsticaja usmerenih ka RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka prema nameni u Republici Srbiji za 2019. godinu	24
Grafikon 17. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih premija za mleko u 2019. godinu u Republici Srbiji	24
Grafikon 18. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za umatičena grla u 2019. godinu u Republici Srbiji	25
Grafikon 19. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za biljnu proizvodnju u 2019. godinu u Republici Srbiji	26
Grafikon 20. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za tov u 2019. godinu u Republici Srbiji	27
Grafikon 21. Učešće budžetskih izdvajanja za poljoprivredu u ukupnom budžetu EU	28
Grafikon 22. Struktura budžeta EAGF-a za period 2011-2020. godine	30
Grafikon 23. Ukupno proizvedene količine mleka i ostvarena vrednost proizvodnje mleka, za period 2011-2020. godine	32
Grafikon 24. Prosečne godišnje cene mleka u zemljama EU, za period 2011-2020. godine, u EUR/kg	33
Grafikon 25. Kriva proizvodnih mogućnosti	39
Grafikon 26. Output-orijentisani model granične proizvodne funkcije	41
Grafikon 27. Input-orijentisani model granične proizvodne funkcije	42
Grafikon 28. Tehnička i alokativna efikasnost na osnovu output-orijentisanog modela	43
Grafikon 29. Tehnička i alokativna efikasnost input-orijentisanog modela	44
Grafikon 30. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu input-orijentisanog i output-orijentisanog modela	45
Grafikon 31. Konstantna i varijabilna stopa povrata na obim	46
Grafikon 32. Ocena tehničke efikasnosti i stopa povrata na obim	47
Grafikon 33. Elastičnost supstitucije inputa za različite vrednosti koeficijenta elastičnosti σ	65
Grafikon 34. Polu-normalna raspodela	76
Grafikon 35. Ekponencijalna raspodela	79
Grafikon 36. Trankirana-normalna raspodela	81
Grafikon 37. Gama raspodela	82
Grafikon 38. Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava prema FADN metodologiji	106
Grafikon 39. Ukupna vrednost proizvodnje po gazdinstvu za period 2015-2019. godine	116
Grafikon 40. Ukupni troškovi proizvodnje po gazdinstvu za period 2015-2019. godine	116
Grafikon 41. Angažovani rad po gazdinstvu	116
Grafikon 42. Raspoloživi kapital po gazdinstvu za period 2015-2019. godine	116
Grafikon 43. Broj uslovnih grla stoke po gazdinstvu za period 2015-2019. godine	117

Grafikon 44. Korišćeno poljoprivredno zemljište po gazdinstvu za period 2015-2019. godine	117
Grafikon 45. Medijalni pokazatelj ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje po hektaru KPZ za period 2015-2019. godine, po regionima.....	119
Grafikon 46. Medijalni pokazatelj ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje po UG stoke za period 2015-2019. godine, po regionima.....	120
Grafikon 47. Medijalne vrednosti prosečno angažovanog rada (GJR) za period 2015-2019. godine, po regionima	121
Grafikon 48. Medijalne vrednosti prosečno angažovane radne snage po hektaru KPZ (GJR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima	122
Grafikon 49. Medijalne vrednosti prosečno angažovane radne snage po UG stoke (GJR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	123
Grafikon 50. Medijalne vrednosti prosečno raspoloživog kapitala (EUR) za period 2015-2019. godine, po regionima	124
Grafikon 51. Medijalni pokazatelj ukupno raspoloživog kapitala po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	125
Grafikon 52. Medijalni pokazatelj ukupno raspoloživog kapitala po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	126
Grafikon 53. Medijalni pokazatelj ukupno ostavrenih troškova proizvodnje (EUR/gazdinstvu) za period 2015-2019. godine, po regionima.....	127
Grafikon 54. Medijalni pokazatelj ukupno ostavrenih troškova proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima	128
Grafikon 55. Medijalni pokazatelj ukupno ostavrenih troškova proizvodnje po UG stoke (EUR/UG stoke) za period 2015-2019. godine, po regionima	129
Grafikon 56. Medijalne vrednosti korišćenog poljoprivrednog zemljišta za period 2015-2019. godine, prema regionima, u hektarima	130
Grafikon 57. Prosečne vrednosti korišćenog poljoprivrednog zemljišta po uslovnom grlu stoke (ha/UG) za period 2015-2019. godine, prema regionima	131
Grafikon 58. Medijalni pokazatelj ukupnog broja uslovnih grla stoke (UG) za period 2015-2019. godine, prema regionima	132
Grafikon 59. Medijalni pokazatelj prosečnog broja uslovnih grla stoke po hektaru KPZ (UG/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, prema regionima	133
Grafikon 60. Struktura poljoprivrednih proizvođača prema stepenu obučenosti	134
Grafikon 61. Prosečan broj godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu.....	135
Grafikon 62. Struktura gazdinstava prema vlasništvu nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem.....	135
Grafikon 63. Struktura gazdinstava prema angažovanoj radnoj snazi.....	136
Grafikon 64. Učešće UG muznih krava u ukupnom broju UG na gazdinstvu za period 2015-2019. godine	137
Grafikon 65. Prosečan broj UG muznih krava po gazdinstvu za period 2015-2019. godine, po regionima	137
Grafikon 66. Prosečno učešće vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima proizvodnje (%) za period 2015-2019. godine, po regionima	138
Grafikon 67. Prosečno učešće tekućih subvencija u ukupnom prihodu (%) za period 2015-2019. godine, po regionima	138
Grafikon 68. Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava.....	139
Grafikon 69. Ocena tehničke efikasnosti iz modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (I klasa modela)	145
Grafikon 70. Raspodela tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu I klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije	147
Grafikon 71. Ocena tehničke efikasnosti iz modela polu-normalne raspodele (II klasa modela)	150
Grafikon 72. Raspodela vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu II klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije.....	151
Grafikon 73. Ocena tehničke efikasnosti iz Kumbhakar & Wang, 2005 modela (III klasa modela)	156
Grafikon 74. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije.....	158
Grafikon 75. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela "pravih" slučajnih efekata (IV klasa modela)	163
Grafikon 76. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije.....	165
Grafikon 77. Ocena ukupne, perzistentne i rezidualne tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela fiksnih efekata za period od 2015-2019. godine (V klasa modela).....	169
Grafikon 78. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije.....	171
Grafikon 79. Ocena ukupne tehničke efikasnosti na osnovu (Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014) modela za period od 2015-2019. godine.....	175

Grafikon 80. Ocena ukupne, perzistentne i rezidualne tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014 modela za period od 2015-2019. godine.....	175
Grafikon 81. Raspodela ukupne tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije.....	178

SPISAK SLIKA

Slika 1. Trodimenzionalna matrica FADN uzorka	103
--	-----

SPISAK PRILOGA

Prilog 1. Tablica χ^2 raspodele.....	221
Prilog 2. Tablica normalne raspodele.....	222
Prilog 3. Tablica t – raspodele.....	223
Prilog 4. Izjava o autorstvu	224
Prilog 5. Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada	225
Prilog 6. Izjava o korišćenju.....	226

1. UVOD

Poljoprivrednu proizvodnju karakteriše značajna osetljivost na brojne faktore tokom proizvodnog procesa, što agrarni sektor stavlja u neravnopravan položaj u odnosu na ostale privredne delatnosti. „Specifičnosti“ poljoprivredne proizvodnje pre svega proizilaze iz biološkog (organskog) karaktera proizvodnje što se u ekonomskom smislu odražava na sporiji obrt kapitala, smanjenu produktivnost i niži dohodak poljoprivrednika. Kapital iste veličine uložen u poljoprivrednu proizvodnju u odnosu na neku drugu privrednu delatnost, pri istoj profitnoj stopi, donosi niži profit usled sporog obrta kapitala koji u poljoprivrednoj proizvodnji može da traje od nekoliko meseci do nekoliko godina¹.

Proizvodna neizvesnost i nizak dohodak poljoprivrednih proizvođača utiču na manju atraktivnost bavljenja ovom privrednom delatnošću, a tako doprinose i kontinuiranom suočavanju ruralnih područja sa problemima depopulacije i starenja stanovništva. S tim u vezi, posledice nepovoljnog položaja poljoprivrednih proizvođača trpi celokupno društvo, što se u najvećoj meri manifestuje kroz neizvesnu prehrambenu sigurnost za sve stanovnike, ali i kroz onemogućavanje razvoja ostalih delatnosti koje su povezane sa primarnom poljoprivrednom proizvodnjom.

U skladu sa navedenim, nameće se neophodnost državne intervencije u agrarnom sektoru, gde se kao glavni razlozi ističu:

- (a) potreba za povećanjem efikasnosti poljoprivredne proizvodnje;
- (b) zaštita dohotka poljoprivrednih proizvođača;
- (c) obezbeđivanje prehrambene sigurnosti i bezbednost hrane;
- (d) održivo korišćenje resursa i očuvanje životne sredine.

Savremeni koncept agrarne politike navedene razloge državnog intervencionizma upotpunjuje sa dodatnim ciljevima koji se odnose na jačanje konkurentnosti i širenje tržišta. U tom pogledu, agrarna politika se može definisati kao svesno organizovana aktivnost države sa ciljem da se uz optimalno korišćenje ograničenih prirodnih resursa obezbedi najbolji mogući prehrambeni sistem².

Upravo potreba za optimalnim korišćenjem prirodnih resursa profiliše značaj jednog od osnovnih ciljeva agrarne politike – povećanje efikasnosti poljoprivredne proizvodnje. Uspostavljanje zadovoljavajućeg nivoa proizvodne efikasnosti pruža osnovu za ispunjenje ostalih navedenih ciljeva agrarne politike. S obzirom na to da je povećanje efikasnosti poljoprivredne proizvodnje uslovljeno tehničko-tehnološkim progresom, zadatak agrarne politike jeste i obezbeđivanje svih potrebnih uslova za implementaciju novih tehnologija, naročito na porodičnim poljoprivrednim gazdinstvima gde se usvajanje novih tehnologija sporo i teško prihvata.

U skladu sa prethodno navedenim, kreatorima agrarne politike nameće se potreba za kontinuiranim praćenjem proizvodne efikasnosti nosilaca aktivnosti unutar agrarnog sektora. Imajući u vidu specifičnost praćenja podataka u poljoprivredi, analiza proizvodne efikasnosti može se izvršiti za registrovana poljoprivredna gazdinstava.

¹ Božić Dragica, Bogdanov Natalija, Ševarlić M. (2011), *Ekonomika poljoprivrede*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 81.

² Zakić Zorica, Stojanović Žaklina (2008), *Ekonomika agrara*, Centar za izdavačku delatnost – Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 395-402.

S tim u vezi, ekonomska i ekonometrijska literatura u pogledu merenja efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, najveću pažnju pridaje oceni tehničke efikasnosti. Dodatno, u većini zemalja sveta (uključujući i našu zemlju), porodična gazdinstva ostvaruju dominantno učešće u ukupnom broju proizvođača angažovanih unutar agrosektora.

1.1. Predmet i cilj istraživanja

Pod pojmom tehničke efikasnosti podrazumeva se odnos između ostvarenog i optimalnog outputa za dati nivo korišćenog inputa. Drugim rečima, tehnička efikasnost se može definisati kao sposobnost proizvodnih subjekata da ostvare maksimalni output za dati nivo inputa uz postojeću tehnologiju proizvodnje³.

Ostvareni output je moguće predstaviti na različite načine (naturalno ili vrednosno). Najčešće korišćena mera jeste realizovana vrednost poljoprivredne proizvodnje, jer se na taj način obuhvata tržišni aspekt poslovanja i prevazilazi problem nejednakosti kvaliteta dobijenih proizvoda. Struktura ukupno realizovane vrednosti poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji ukazuje na dominantno učešće vrednosti biljne proizvodnje, prevashodno vrednosti ratarske proizvodnje (53,7% za period 2002-2015. godine)⁴. Ovakav odnos vrednosti između različitih linija proizvodnje u srpskom agraru ukazuje na preovlađujući ekstenzivan karakter poljoprivredne proizvodnje, kao i nezadovoljavajuću vertikalnu povezanost između različitih linija proizvodnje, što za posledicu ima i nedovoljno razvijen sektor prerade poljoprivrednih proizvoda (agroindustrija). Značaj vertikalne povezanosti se ogleda u angažovanju proizvoda biljne proizvodnje koja služe kao sirovina za dalju proizvodnju, konkretno proizvodnju stočarskih proizvoda i samim tim ostvarivanje veće vrednosti ukupne poljoprivredne proizvodnje. S tim u vezi, razvijene zemlje posebnu pažnju pridaju stočarskoj proizvodnji unutar poljoprivrede, jer ovaj segment predstavlja osnovu razvoja agrarnog sektora u celini, dok unapređenje načina poslovanja u ovom sektoru predstavlja pitanje od strateškog značaja za kreatore agrarne politike. Posmatrajući strukturu vrednosti stočarske proizvodnje u Republici Srbiji, sektor mlekarstva se posebno izdvaja sa prosečnih 13,2% učešća u ukupno ostvarenoj vrednosti poljoprivredne proizvodnje za period 2002-2015. godine⁵. Kako sektor mlečnog govedarstva u značajnoj meri određuje ukupnu vrednost stočarske proizvodnje i samim tim je od posebnog značaja za srpsku poljoprivredu, **predmet istraživanja u ovoj disertaciji predstavljaju registrovana poljoprivredna gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka**. Unapređenjem poslovanja u sektoru mlečnog govedarstva, pruža se mogućnost poboljšanja situacije u čitavom agraru, što posledično može doprineti ukupnom privrednom razvoju zemlje.

Istraživanje u okviru ove doktorske disertacije ima za cilj da oceni tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Pored navedenog, cilj istraživanja je i kvantifikovati uticaj različitih faktora na ostvarenu tehničku efikasnost. U skladu sa istraženom literaturom, faktori od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava mogu se svrstati u četiri osnovne grupe⁶.

³ Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donnell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.

⁴ Novaković T. (2019), *Analiza bruto dodatne vrednosti poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji*, Ekonomske ideje i praksa, Centar za izdavačku delatnost – Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 39-55.

⁵ Ibid.

⁶ Bojnec S., Latruffe Laure (2009), *Determinants of Technical Efficiency of Slovenian Farms*, Post-Communist Economies, Vol. 21, No. 1, pp. 117-124.

Prva grupa faktora od uticaja proizilazi iz karakteristika poljoprivrednih proizvođača. Druga grupa faktora se odnosi na ekonomske karakteristike poljoprivrednih gazdinstava. Treća grupa faktora se odnosi na mere agrarne politike, dok se četvrta grupa odnosi na prirodne uslove koji takođe mogu profilisati ostvareni nivo tehničke efikasnosti. Utvrđivanjem značaja različitih faktora od uticaja, pruža se mogućnost dodatnog unapređenja poljoprivredne proizvodnje i ostvarivanja željenog nivoa tehničke efikasnosti.

1.2. Metodologija rada

U skladu sa definisanim predmetom i ciljem istraživanja, kao i polaznim hipotezama, disertacija je koncipirana tako da se sastoji iz sedam ključnih poglavlja: 1. Uvod; 2. Analiza agrarnog sektora Republike Srbije sa posebnim osvrtom na sektor mlečnog govedarstva; 3. Tehnička efikasnost poljoprivrednih gazdinstava; 4. Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije; 5. Empirijski rezultati analize i diskusija; 6. Zaključna razmatranja i posebno poglavlje koje se odnosi na spisak korišćene literature.

U uvodnom delu je predstavljena tema istraživanja, sa kratkim osvrtom na značaj poljoprivredne proizvodnje za nacionalnu ekonomiju. Predmet i cilj istraživanja su formulisani tako da dobijeni rezultati budu uporedivi sa analizom empirijskih istraživanja na temu ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Na taj način, pruža se mogućnost definisanja položaja analiziranih gazdinstava sa aspekta ostvarene tehničke efikasnosti u odnosu na gazdinstva iz sektora mlečnog govedarstva u evropskim zemljama. Kako bi se okvir istraživanja bliže odredio, formulisane su polazne hipoteze koje će potvrditi ili odbaciti pretpostavljene pravilnosti među činjenicama.

Doktorska disertacija sadrži teorijski i empirijski pristup ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. U okviru teorijskog dela analize, drugo poglavlje je posvećeno analizi agrarnog sektora u Republici Srbiji sa posebnim osvrtom na sektor mlečnog govedarstva, dok je u trećem poglavlju detaljno predstavljen koncept tehničke efikasnosti. Empirijska analiza je predstavljena u četvrtom i petom poglavlju disertacije, gde je detaljno predstavljena korišćena metodologija prilikom ocene tehničke efikasnosti i u skladu sa tim ocenjeni modeli tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

Dakle, u drugom poglavlju je detaljno predstavljeno stanje u agrarnom sektoru Republike Srbije, povezujući značaj i aktuelnost istraživačke teme. Analizom strukture ostvarene vrednosti poljoprivredne proizvodnje u prethodnom periodu, istaknute su linije proizvodnji koje u najvećoj meri determinišu agrarni sektor Republike Srbije.

Posebna pažnja je posvećena sektoru mlečnog govedarstva, odnosno položaju gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka sa aspekta socio-demografskih i ekonomskih karakteristika. Analiza trenutnog stanja u srpskom agraru sa osvrtom na sektor mlečnog govedarstva je razmotrena i sa aspekta aktuelnih mera agrarne politike. Posebna pažnja je posvećena i Zajedničkoj agrarnoj politici zemalja Evropske unije, u kontekstu procesa približavanja Republike Srbije, kao i izazova u budućem periodu.

Kao što je već navedeno, treće poglavlje je posvećeno objašnjenju pojma tehničke efikasnosti kao jednog od najčešće korišćenih pokazatelja prilikom ocene uspešnosti poslovanja poljoprivrednih gazdinstava. S tim u vezi, obrazloženi su različiti pristupi prilikom ocene tehničke efikasnosti, gde se prevashodno misli na razliku između parametarskog i neparametarskog pristupa. Takođe, u ovom poglavlju je istaknut značaj tehničke efikasnosti kao sastavnog elementa ocene ukupne efikasnosti, odnosno ocene produktivnosti poljoprivrednih gazdinstava.

Ocena i analiza tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka sa empirijskog stanovišta je predmet četvrtog i petog poglavlja. U četvrtom poglavlju je detaljno predstavljena korišćena metodologija. U prvoj fazi su predstavljene osnove ekonometrijskog modeliranja sa posebnom osvrtom na metodologiju panel regresije, kao i teoriju proizvodnih funkcija koje predstavljaju osnovu za ocenu modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Zatim je detaljno opisana metodologija ocene modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija, prateći hronološki razvoj posmatrane metode. Definisan je veći broj modela stohastičke granične proizvodne funkcije koji su klasifikovani u šest odvojenih klasa modela. Razmatrani modeli su najpre podeljeni na modele koji daju ocenu vremenski invarijantne tehničke efikasnosti (I i II klasa modela), odnosno modele koji pružaju ocenu vremenski varijantne tehničke efikasnosti (III, IV, V i VI klasa modela). Razlike u metodološkom pristupu razmatranih klasa modela ogledaju se u tretiranju individualnih efekata koji mogu biti fiksni i slučajni, zatim načinu obračuna vremenski invarijantne, kao i vremenski varijantne tehničke efikasnosti, kao i pretpostavkama o teorijskoj raspodeli komponenti u modelu koje se odnose na tehničku neefikasnost.

Korišćena metodologija istraživanja je potkrepljena pregledom empirijskih istraživanja sa posebnim osvrtom na funkcionalnu formu ocenjenih modela i matematičkom formulacijom tehničke efikasnosti u modelima. Na kraju ovog poglavlja više reči je posvećeno i korišćenim podacima. Konkretno, korišćeni su podaci FADN sistema (Sistem računovodstvenih podataka na poljoprivrednim gazdinstvima u Republici Srbiji) za period od 2015-2019. godine. Odabrani period je pre svega uslovljen kvalitetom raspoloživih podataka imajući u vidu da je uspostavljanje FADN sistema u Republici Srbiji novijeg datuma. S tim u vezi, predstavljeno je više informacija vezano za reprezentativnost FADN uzorka, metodologiju kreiranja FADN uzorka, specifičnosti FADN uzorka u Republici Srbiji, kvalitetu korišćenih podataka, načinu formiranja korišćenih varijabli u analizi i dr.

U petom poglavlju su predstavljeni rezultati empirijskog istraživanja. U prvom delu prikazanih rezultata predstavljena je deskriptivna statistika za analizirane podatke. U drugom delu analize predstavljeni su ocenjeni modeli stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija. Ovde je bitno istaći da forma i klasa ocenjenih modela zavisi od ispunjenosti neophodnih pretpostavki, prethodno objašnjenih u poglavlju koje se odnosi na metodologiju istraživanja. Takođe, u ovom delu je predstavljen i pregled empirijskih istraživanja gde je fokus usmeren na radove koji ocenjuju tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka na teritoriji Evrope. Posebna pažnja je posvećena korišćenim varijablama, odnosno identifikovanim faktorima od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost. Nadovezivanjem na prethodno definisane rezultate istraživanja u sklopu analiziranih naučnih publikacija i oslanjajući se na pregled literature, definisani cilj istraživanja i korišćenu metodologiju, na kraju ovog poglavlja je definisan odgovor na istraživačko pitanje. U skladu sa dobijenim rezultatima, razvijena diskusija ima za cilj da prihvati ili odbaci prethodno definisane pretpostavke na kojima se sprovedeno istraživanje zasniva. Samim tim, izvedeni zaključci su upoređeni sa prethodno sprovedenom analizom u okviru drugih referentnih empirijskih istraživanja.

Šesto poglavlje se odnosi na zaključna razmatranja. Posebna pažnja je posvećena identifikovanim faktorima od uticaja u kontekstu određivanja konkretnih preporuka za vođenje agrarne politike u narednom periodu. Značaj zaključnih razmatranja se zasniva na preporukama za unapređenje proizvodnih rezultata sektora mlečnog govedarstva s jedne strane, kao i oceni položaja čitavog sektora u budućem periodu. U ovom delu disertacije je ukazano i na ograničenja sprovedenog istraživanja, ali su predstavljeni i mogući pravci budućih istraživanja kojima bi se eventualno prevazišli utvrđeni nedostaci. Poslednje poglavlje se odnosi na spisak literature gde su predstavljeni relevantni domaći i strani literarni izvori, korišćeni tokom istraživanja i pisanja ove disertacije.

Generalno posmatrano, pored metodologije koja se odnosi na ocenu tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava primenom modela stohastičke granične proizvodne funkcije, u istraživanju je primenjen i metod deskriptivne statistike. S tim u vezi, raspoloživi podaci na osnovu kojih je ocenjena tehnička efikasnost poljoprivrednih gazdinstava, kao i dobijeni rezultati, opisani su primenom različitih pokazatelja deskriptivne statistike i predstavljeni kroz tabelarne i grafičke prikaze. Deskriptivna statistika i komparativni metod su korišćeni u cilju identifikacije faktora od uticaja na ostvareni stepen tehničke efikasnosti, ali i poređenja dobijenih rezultata sa rezultatima sličnih empirijskih istraživanja.

Takođe, metod klasifikacije je sproveden u cilju definisanja ključnih pojmova koji su korišćeni u istraživanju. Metod analize sadržaja i sinteze je korišćen kako bi se opisalo postojeće stanje u agrarnom sektoru Republike Srbije. Takođe, metod sinteze sadržaja uz uobičajeni metod sistemskog pregleda literature je korišćen radi povezivanja postojećih saznanja dosadašnjih empirijskih istraživanja sa analiziranom problematikom.

Očekivani rezultati kvalitativnog dela istraživanja odnose se na sistematizaciju postojećeg znanja o obračunu tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava. Pored navedenog, u sklopu istraživanja opisani su faktori od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost kao i dobijeni rezultati empirijskih istraživanja na istu temu. Takođe, predstavljen je detaljan opis primenjene metodologije za modeliranje stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija.

Empirijski deo istraživanja bi trebalo da rezultira unapređenju razumevanja metodologije modeliranja stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija na primeru poljoprivrednog sektora. Na osnovu sprovedene analize, testiranjem polaznih pretpostavki, identifikovani su i kvantifikovani faktori od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Na taj način, predstavljen je detaljan opis proizvodnih sposobnosti posmatranih gazdinstava tako da su dobijeni rezultati uporedivi sa proizvodnim karakteristikama evropskih zemalja.

Pored navedenog, bitno je istaći da je prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije korišćen statistički softver *Stata 14.2*. Takođe, za potrebe deskriptivne statistike korišćeni su statistički softver *IBM SPSS Statistics 21* i *Microsoft Office Excel*, deo programskog paketa *Microsoft Office*.

1.3. Istraživačko pitanje

U skladu sa definisanim ciljem istraživanja, pretpostavke koje su ispitivane u toku izrade doktorske disertacije odnose se na predviđene faktore od uticaja na ocenjenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo. Kao što je već navedeno, prva grupa faktora čiji je uticaj ispitivan, odnosi se na karakteristike poljoprivrednih proizvođača. Ovde se pod karakteristikama poljoprivrednih proizvođača podrazumevaju demografski podaci donosioca poslovnih odluka na gazdinstvu, bez obzira na to da li se radi o vlasniku ili profesionalnom menadžeru – rukovodiocu gazdinstva. Ekonomska literatura prepoznaje brojne karakteristike kao što su: pol, godine starosti, godine radnog iskustva, stepen obrazovanja, dodatna obuka i sl. S tim u vezi, prva hipoteza se odnosi na ispitivanje uticaja dodatne obuke poljoprivrednih proizvođača na ostvarenu tehničku efikasnost. U skladu sa raspoloživim podacima, poljoprivredni proizvođači su podeljeni u dve grupe prema stepenu obučenosti. Proizvođači su podeljeni na one koji se oslanjaju isključivo na praktično iskustvo i one koji su prošli kroz neki vid obuke. Značaj kontinuirane edukacije ogleda se u pripremi poljoprivrednih proizvođača za primenu novih tehnoloških rešenja koja imaju za cilj unapređenje proizvodnih rezultata i očuvanje životne sredine. Na taj način, cilj je bio kvantifikovati sposobnost poljoprivrednih proizvođača da povežu postojeća znanja sa dostupnim informacijama i odgovore na izazove tržišne utakmice.

Druga hipoteza u okviru prve grupe ispitivanih faktora odnosi se na ispitivanje radnog iskustva na ostvarenu tehničku efikasnost. Radno iskustvo je predstavljeno preko godina starosti poljoprivrednih proizvođača, odnosno donosioca odluka na poljoprivrednom gazdinstvu. Merenje uticaja radnog iskustva na ostvarenu efikasnost ima za cilj da kvantifikuje sposobnost poljoprivrednih proizvođača da postignu zadovoljavajući uspeh u datim uslovima proizvodnje. Ovde je bitno istaći da analizirane karakteristike zavise i od kvaliteta dostupnih podataka, tako da su prva i druga hipoteza formulisane na sledeći način:

H1: Viši stepen obučenosti pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

H2: Radno iskustvo u poljoprivrednoj proizvodnji pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

Druga grupa faktora se vezuje za karakteristike poljoprivrednih gazdinstava. Ova grupa faktora u najvećoj meri proizilazi iz korišćenih inputa prilikom definisanja nivoa tehničke efikasnosti. Faktori od uticaja se jednim delom odnose na vlasništvo nad sredstvima za proizvodnju kao što su rad i korišćeno poljoprivredno zemljište.

Očekivanja su bila takva da su proizvođači koji u potpunosti raspolažu sa sopstvenom radnom snagom i zemljištem više motivisani i samim tim ostavruju bolju efikasnost. S druge strane, kao posebno značajan pokazatelj prilikom definisanja tehničke efikasnosti ističe se veličina poljoprivrednih gazdinstava, koja se kod gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo najbolje iskazuje brojem uslovnih grla stoke.

Na kraju, bitan pokazatelj sa aspekta upravljanja troškovima jeste i sposobnost gazdinstva da samostalno proizvodi jedan deo hrane, konkretno kabastu hranu, što direktno ukazuje na značaj vertikalne povezanosti biljne i stočarske proizvodnje na gazdinstvu. U skladu sa navedenim, radne hipoteze koje pokrivaju drugu grupu ispitivanih faktora formulisane su na sledeći način.

H3: Sopstvena radna snaga pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

H4: Vlasništvo nad zemljištem pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

H5: Povećanje broja uslovnih grla stoke pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

H6: Vertikalna povezanost biljne i stočarske proizvodnje pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

Treća grupa ispitivanih faktora odnosi se na ekonomske mere agrarne politike koje imaju za cilj da prevashodno zaštite dohodak poljoprivrednih proizvođača. Samim tim, jedan od ciljeva ekonomskih mera agrarne politike jeste i da motiviše poljoprivredne proizvođače kako bi ostali na svojim gazdinstvima i nastavili sa proizvodnjom hrane, što u krajnjem slučaju obezbeđuje prehrambenu sigurnost za celokupno stanovništvo. Drugo, pomažući poljoprivredi, nosioci agrarne politike pomažu i svim drugim učesnicima u sistemu koji se nalaze „oko poljoprivrede“ (funkcionalno povezane delanosti, bez obzira na to da li prethode ili slede nakon poljoprivredne proizvodnje).

Posmatrane ekonomske mere agrarne politike odnose se na direktnu podršku države kroz premije za mleko, plaćanja po hektaru, regrese za gorivo i đubrivo, plaćanja po uslovnom grlu stoke i ostala direktna plaćanja. Ovde je bitno istaći da trenutna politika subvencionisanja poljoprivrednih proizvođača podrazumeva direktna plaćanja koja nisu u skladu sa pravilima Svetske trgovinske organizacije.

Kako je za očekivati da će ove mere u budućnosti biti ukinute, a sektor mlekarstva biti suočen sa novim izazovima, merenjem uticaja ekonomskih mera agrarne politike na tehničku efikasnost gazdinstava pruža se mogućnost ocene posledica izostanka ove podrške u bliskoj budućnosti. Radna hipoteza koja se odnosi na uticaj ekonomskih mera agrarne politike formulisana je na sledeći način:

H7: Ekonomske mere agrarne politike pozitivno utiču na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

Na kraju, poslednja grupa faktora odnosi se na uticaj prirodnih uslova za uspešno organizovanje poljoprivredne proizvodnje. Ekonomska literatura na različite načine interpretira značaj prirodnih uslova za proizvodnju koji se pre svega odnose na geografske karakteristike područja u okviru kojih se realizuje poljoprivredna proizvodnja.

Pretpostavka koja je poslužila kao osnova za definisanje poslednje radne hipoteze zasniva se na činjenici da se proizvodnja u sektoru mlečnog govedarstva realizuje u relativno kontrolisanim uslovima, gde krajnji rezultat prvenstveno zavisi od primenjene tehnologije i proizvodnih performansi eksploatisanih rasa goveda. Samim tim, poslednja radna hipoteza je formulisana na sledeći način:

H8: Regionalna pripadnost poljoprivrednih gazdinstava nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.

Očekivani doprinos sprovedenog istraživanja je višestruk. S jedne strane, rezultati kako kvalitativnog, tako i kvantitativnog dela istraživanja, ukazuju na moguće pravce daljeg naučnog razvoja ove oblasti u Republici Srbiji. S druge strane, dobijeni rezultati mogu biti od koristi kreatorima agrarne politike u smislu kreiranja konkretnih mera koje za cilj imaju unapređenje proizvodnih performansi registrovanih poljoprivrednih gazdinstava iz sektora mlečnog govedarstva.

2. ANALIZA AGRARNOG SEKTORA REPUBLIKE SRBIJE SA POSEBNIM OSVRTOM NA SEKTOR MLEČNOG GOVEDARSTVA

2.1. Analiza vrednosti poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji

Poljoprivredna proizvodnja kao nosilac primarnog sektora, predstavlja privrednu delatnost čiji je osnovni cilj obezbeđivanje prehrambene sigurnosti celokupnog stanovništva. Samim tim, za poljoprivrednu proizvodnju se može reći da je od vitalnog značaja za ukupnu privrednu delatnost jedne zemlje, dok agrarni sektor na odgovarajućem nivou razvijenosti predstavlja osnovu razvoja ostalih sektora privrede (sekundarnog, tercijarnog i kvartarnog). Ipak, savremeni koncept ekonomske politike polazi od stava da učešće vrednosti poljoprivredne proizvodnje u ukupno ostvarenoj vrednosti bruto domaćeg proizvoda (BDP) razvijenih zemalja, treba biti na minimalnom nivou. Drugim rečima, visoko učešće poljoprivredne delatnosti u ostvarenom BDP-u, najčešće je posledica niskog nivoa razvijenosti drugih delatnosti, pre nego visoko produktivne poljoprivredne proizvodnje.

Analizirajući strukturu ukupno ostvarenog BDP Republike Srbije, za period od 2011. do 2020. godine, primetno je relativno visoko učešće vrednosti poljoprivredne proizvodnje. Prosečno učešće poljoprivredne proizvodnje u ukupnom BDP-u za posmatrani period iznosilo je 7,03%⁷, što je u odnosu na ostale evropske zemlje manje tek od nekolicine zemalja. Prema podacima Svetske banke, poredeći se sa zemljama iz regiona, Republika Srbija poseduje manje učešće poljoprivrede u ukupno ostvarenom BDP-u samo od Crne Gore, Severne Makedonije i Albanije⁸. Na taj način, Republika Srbija se može svrstati u red evropskih zemalja sa relativno visokim učešćem vrednosti poljoprivredne delatnosti u ukupno ostvarenom BDP-u, što dalje ukazuje na relativno nizak stepen privredne razvijenosti.

Struktura ostvarene bruto dodate vrednosti (BDV) Republike Srbije, za period od 2011-2020. godine, predstavljena je na grafikonu 1. Kada je reč o ostvarenom BDV, prosečno učešće poljoprivredne proizvodnje je na relativno visokom nivou za evropske zemlje i iznosi 8,4%⁹. Jedine privredne delatnosti koje imaju veće učešće u ukupnom BDV su prerađivačka industrija, trgovina i poslovanje nekretninama. Ipak, u skladu sa analiziranom strukturom, može se pretpostaviti da je značaj poljoprivredne proizvodnje za privredu Republike Srbije na još višem nivou, ukoliko se uzme u obzir da poljoprivredna delatnost učestvuje sa 6,84%¹⁰ u ukupno ostvarenoj vrednosti izvoza prema klasifikaciji delatnosti. Takođe, u prilog navedenom govori i činjenica da poljoprivredni proizvodi predstavljaju osnovu prehrambene industrije koja zajedno sa prerađivačkom industrijom učestvuje sa 17,6%¹¹ u ukupno ostvarenoj vrednosti BDV-a.

Dodatno, značaj poljoprivredne proizvodnje za privrednu delatnost Republike Srbije ogleda se i kroz učešće zaposlenih lica u poljoprivrednom sektoru u odnosu na ukupno zaposlena lica, koje je na nivou od 18,5%¹² za period od 2011-2020. godine. Bitno je istaći i da učešće investicija u poljoprivredi u ukupno ostvarenim investicijama iznosi 2,70%¹³ za posmatrani

⁷ Obrada autora na osnovu podataka Republički zavod za statistiku (RZS), Statistički godišnjaci za period 2012-2021. godine.

⁸ Obrada autora na osnovu podataka Svetske banke, <https://data.worldbank.org>.

⁹ Obrada autora na osnovu podataka Republički zavod za statistiku (RZS), Statistički godišnjaci za period 2012-2021. godine.

¹⁰ Ibid.

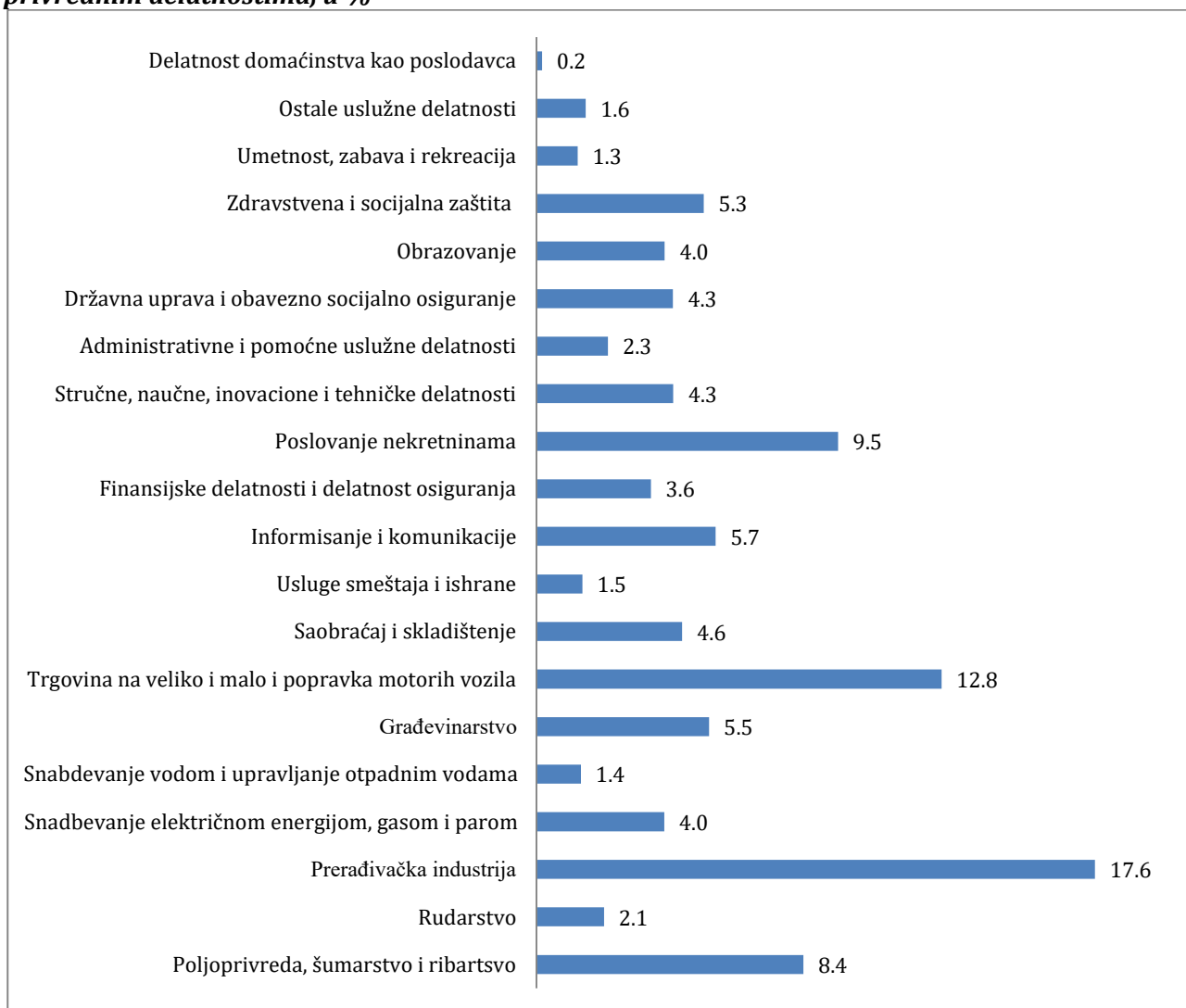
¹¹ Ibid.

¹² Ibid.

¹³ Ibid.

desetogodišnji period. Samim tim, nameće se zaključak da je poljoprivredna proizvodnja jedan od najvažnijih segmenata privredne delatnosti u Republici Srbiji, što zahteva posebnu analizu agrarnog sektora.

Grafikon 1. Struktura ostvarenog BDV Republike Srbije za period 2011-2020. godine prema privrednim delatnostima, u %



Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS

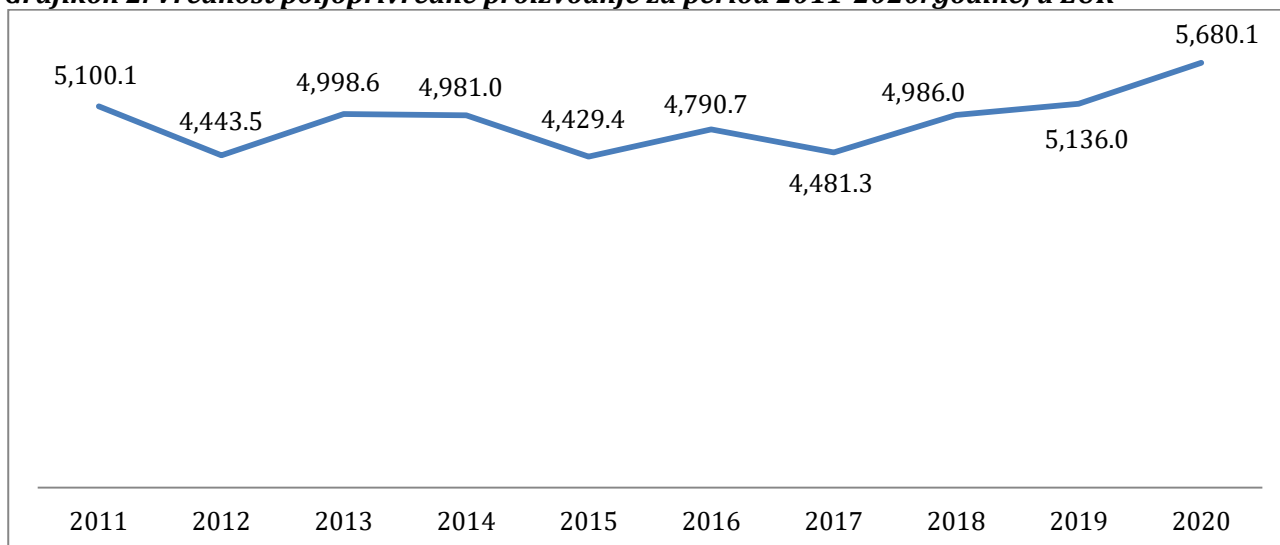
Ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji za posmatrani period od 2011. do 2020. godine beleži tendenciju rasta po stopi od 1,20%¹⁴ (grafikon 2). Prosečna vrednost poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji za posmatrani period iznosi 4.902,7 miliona EUR, uz koeficijent varijacije od 7,9%¹⁵. U skladu sa tendencijom rasta, najveća vrednost poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji zabeležena je 2020. godine (5.680,1 miliona EUR), dok je najmanja vrednost zabeležena 2015. godine (4.429,4 miliona EUR)¹⁶.

¹⁴ Ibid.

¹⁵ Ibid.

¹⁶ Ibid.

Grafikon 2. Vrednost poljoprivredne proizvodnje za period 2011-2020. godine, u EUR



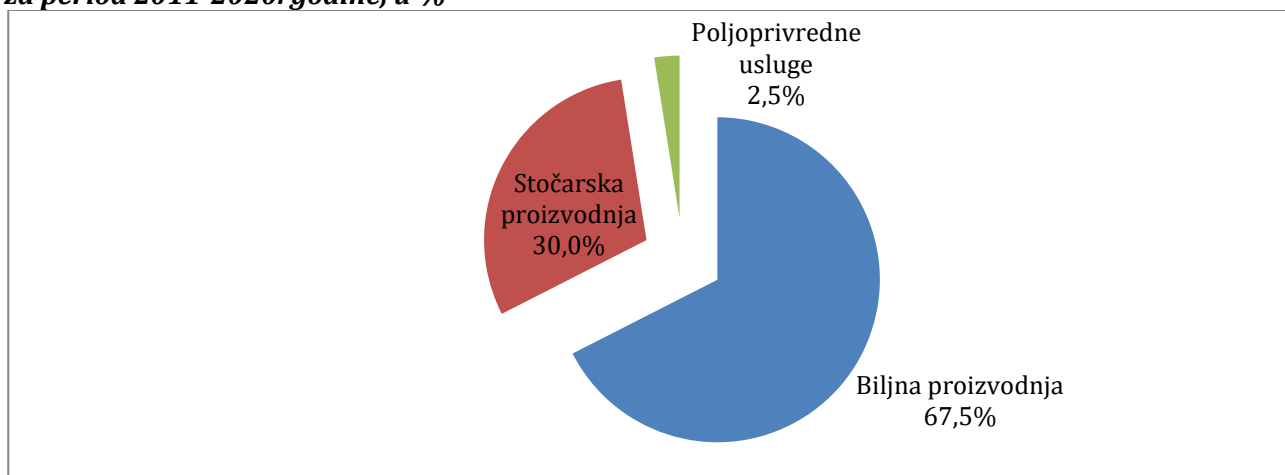
Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS

Analizirajući strukturu ukupno ostvarene vrednosti poljoprivredne proizvodnje (grafikon 3), primetno je da biljna proizvodnja dominira sa prosečnim učešćem od 67,5% za posmatrani desetogodišnji period¹⁷. S druge strane, prosečno učešće vrednosti stočarske proizvodnje je na nivou od 30,0%, dok je prosečno učešće vrednosti poljoprivrednih usluga na nivou od 2,5%¹⁸.

Ovakav odnos vrednosti između različitih linija proizvodnje u srpskom agraru ukazuje na preovlađujući ekstenzivan karakter poljoprivredne proizvodnje i nezadovoljavajuću vertikalnu povezanost između različitih linija proizvodnje, što za posledicu ima i nedovoljno razvijen sektor prerade poljoprivrednih proizvoda (agroindustrija).

Značaj vertikalne povezanosti se ogleda u angažovanju proizvoda biljne proizvodnje koja služe kao sirovina za dalju proizvodnju, konkretno proizvodnju stočarskih proizvoda i samim tim ostvarivanje veće vrednosti ukupne poljoprivredne proizvodnje. S tim u vezi, razvijene zemlje posebnu pažnju pridaju stočarskoj proizvodnji unutar poljoprivrede, jer ovaj segment predstavlja osnovu razvoja agrarnog sektora u celini, dok unapređenje načina poslovanja u ovom sektoru predstavlja pitanje od strateškog značaja za kreatore agrarne politike.

Grafikon 3. Struktura prosečne vrednosti poljoprivredne proizvodnje prema linijama proizvodnje za period 2011-2020. godine, u %



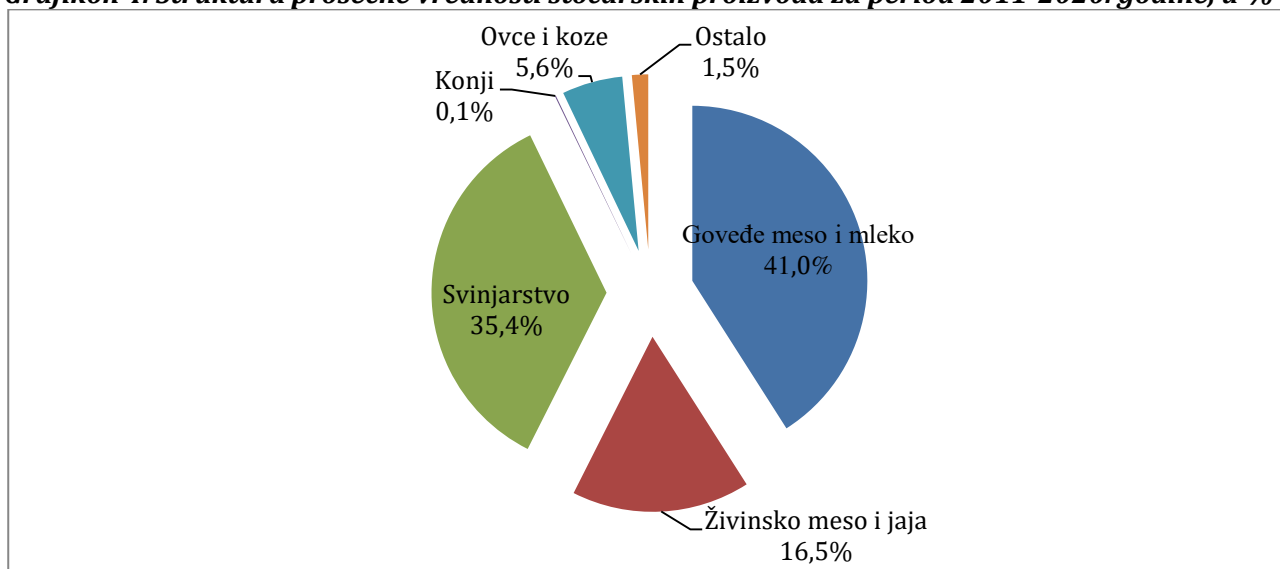
Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS

¹⁷ Ibid.

¹⁸ Ibid.

Analizirajući sektor stočarstva posebno, govedarstvo koje podrazumeva proizvodnju govedeg mesa i mleka ima najveće učešće sa prosečnih 41% učešća u ukupnoj vrednosti stočarske proizvodnje¹⁹. Prosečno učešće vrednosti svinjarstva za posmatrani desetogodišnji period iznosi 35,4%, dok je učešće vrednosti živinarstva zajedno sa proizvodnjom jaja na nivou od 16,5%²⁰. Ostali proizvodi stočarstva učestvuju sa tek 7,1% u proseku²¹. Detaljna struktura ostvarene vrednosti stočarskih proizvoda za period od 2011-2020. godine predstavljena je na grafikonu 4.

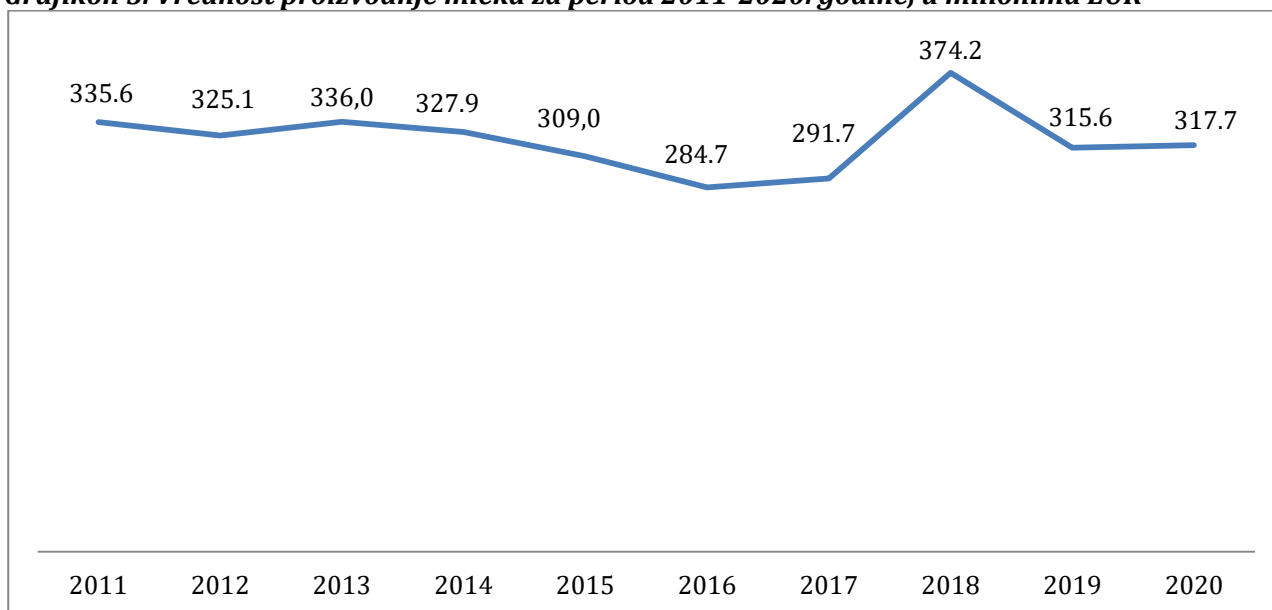
Grafikon 4. Struktura prosečne vrednosti stočarskih proizvoda za period 2011-2020. godine, u %



Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS

Kako su u fokusu ovog istraživanja gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka, u nastavku je predstavljena struktura vrednosti proizvodnje mleka u Republici Srbiji za posmatrani period od 2011. do 2020. godine. Na grafikonu 5, predstavljena je vrednost proizvodnje mleka izražena u EUR.

Grafikon 5. Vrednost proizvodnje mleka za period 2011-2020. godine, u milionima EUR



Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS

¹⁹ Ibid.

²⁰ Ibid.

²¹ Ibid.

Primetno je da vrednost proizvodnje mleka beleži blagi trend smanjenja, sa negativnom stopom promene od -0,61%. Prosečna vrednost proizvodnje za posmatrani period je na nivou od 321,7 miliona EUR, uz primetna kolebanja iz godine u godinu što oslikava koeficijent varijacije od 7,8%²². Najmanja vrednost proizvedenog mleka za posmatrani period, zabeležena je u 2016. godini (284,7 miliona EUR), dok je najveća vrednost zabeležena 2018. godine (374,2 miliona EUR)²³.

Značaj mlečnog govedarstva, pored toga što govedarstvo generalno predstavlja najvažniju granu stočarske proizvodnje, odlikuje se i u vertikalnoj povezanosti biljne i stočarske proizvodnje, dok svoj značaj pronalazi i u prehrambenoj industriji kroz proizvodnju mlečnih proizvoda. Drugim rečima, unapređenjem poslovanja u sektoru mlečnog govedarstva, pruža se mogućnost poboljšanja situacije u čitavom agraru, što posledično može doprineti ukupnom privrednom razvoju zemlje. S tim u vezi, u nastavku je predstavljena analiza sektora mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, sa aspekta proizvodnih i ekonomskih obeležja.

2.2. Stanje u sektoru mlečnog govedarstva

Kao što je već navedeno u prethodnom delu teksta, mlečno govedarstvo predstavlja jedan od najvažnijih sektora kako stočarske, tako i poljoprivredne proizvodnje u celini. Značaj mlečnog govedarstva za poljoprivredu Republike Srbije može se sagledati sa više aspekata. Pre svega, govedarstvo koje podrazumeva proizvodnju goveđeg mesa i mleka učestvuje sa preko 40% u ukupnoj vrednosti stočarske proizvodnje. S druge strane, mlečno govedarstvo omogućava vertikalnu povezanost biljne i stočarske proizvodnje, što bi trebalo da obezbedi optimalnu iskorišćenost raspoloživih resursa na gazdinstvu, povećavnje produktivnosti rada, kao i ostvarivanje viška vrednosti što na kraju doprinosi većem prihodu poljoprivrednih proizvođača.

Samim tim, proizvodnja mleka zahteva visok stepen radne organizacije na gazdinstvu, kao i sva potrebna znanja koja obuhvataju poznavanje proizvodnih procesa karakterističnih za biljnu i stočarsku proizvodnju istovremeno, uz sposobnost prilagođavanja tržišnim prilikama koji su često promenljive prirode. Na taj način, neophodno je da gazdinstvo raspolaže sa zemljištem zadovoljavajućeg kvaliteta, adekvatnom mehanizacijom i opremom, urednim objektima, kao i kvalitetnim rasama muznih krava uz sposobnost donosioca odluka da raspoložive resurse angažuje na najbolji mogući način.

U skladu sa prethodno navedenim, u nastavku će se predstaviti socio-demografske i ekonomske karaktersitike gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji, kao i aktuelne mere agrarne politike koje su usmerene ka razvoju ovog sektora. Podaci koji se odnose na karaktersitike donosioca odluka na gazdinstvu, karaktersitike gazdinstava, kao i ekonomske mere agrarne politike u sektoru mlečnog govedarstva, proizilaze iz originalne baze podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva, koja je za potrebe ovog istraživanja dobijena na upit. Podaci se odnose isključivo na registrovana poljoprivredna gazdinstva čiji su nosioci fizička lica, s obzirom na to da istom organizacionom obliku pripadaju i gazdinstva koja su bila predmet analize u sprovedenom istraživanju.

Gazdinstva na kojima se organizuje proizvodnja mleka, identifikovana su na osnovu primljenih podsticaja u vidu premija za mleko. Naime, svako gazdinstvo koje ostvaruje pravo na premiju za mleko raspolaže sa umatičenim muznim kravama što nedvosmisleno ukazuje na to da se bavi proizvodnjom kravljeg mleka. Prilikom opisa sektora mlečnog govedarstva korišćeni su podaci za 2019. godinu, koja je ujedno i poslednja godina posmatranja u sprovedenom istraživanju.

²² Ibid.

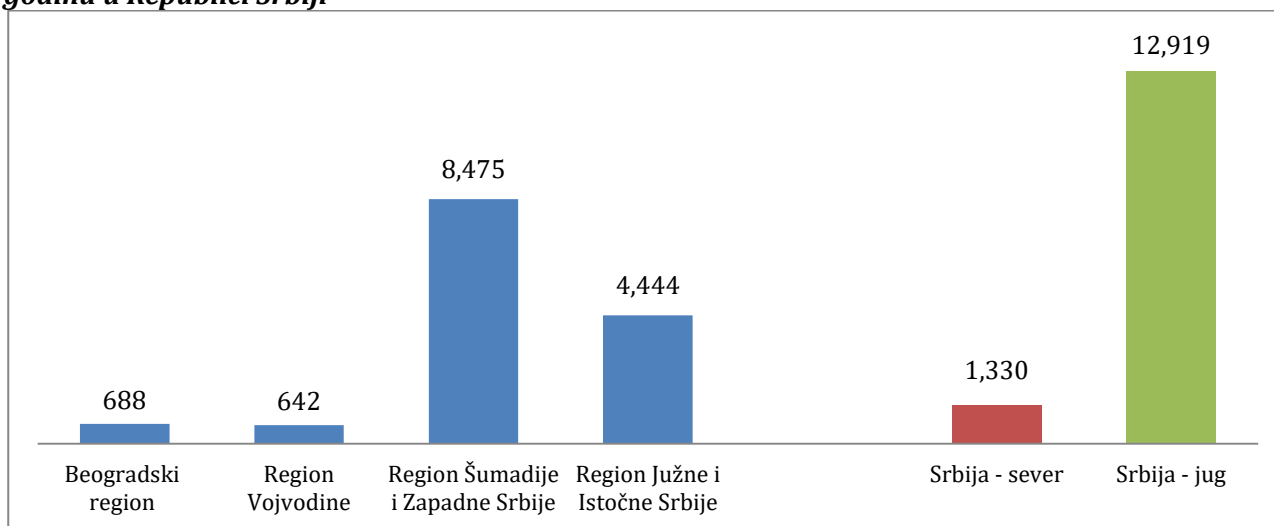
²³ Ibid.

2.2.1. Socio-demografske karakteristike

Ukupan broj registrovanih poljoprivrednih gazdinstava (RPG) na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini iznosio je 14.249. Ustanovljena raspodela broja gazdinstava prema regionima Republike Srbije na NUTS1 i NUTS2 nivou je pomalo iznenađujuća. Naime, čak 90,7% od ukupnog broja RPG figurira na teritoriji NUTS1 regiona Srbija – jug. U okviru ovog regiona, na NUTS2 nivou, posebno se izdvajaju gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije koji učestvuju sa 59,5% u ukupnom broju RPG u Republici Srbiji. Značajno učešće imaju i RPG sa teritorije Južne i Istočne Srbije (31,2% od ukupnog broja RPG u Republici Srbiji).

S druge strane, učešće gazdinstava sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever iznosi tek 9,3%, gde Vojvodina i Beograd imaju slično učešće u ukupnom broju RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka, 4,5 i 4,8% respektivno. Grafikon 6 predstavljen u nastavku pruža uvid u regionalnu raspodelu broja RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka za 2019. godinu.

Grafikon 6. Regionalna raspodela broja RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka za 2019. godinu u Republici Srbiji



Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

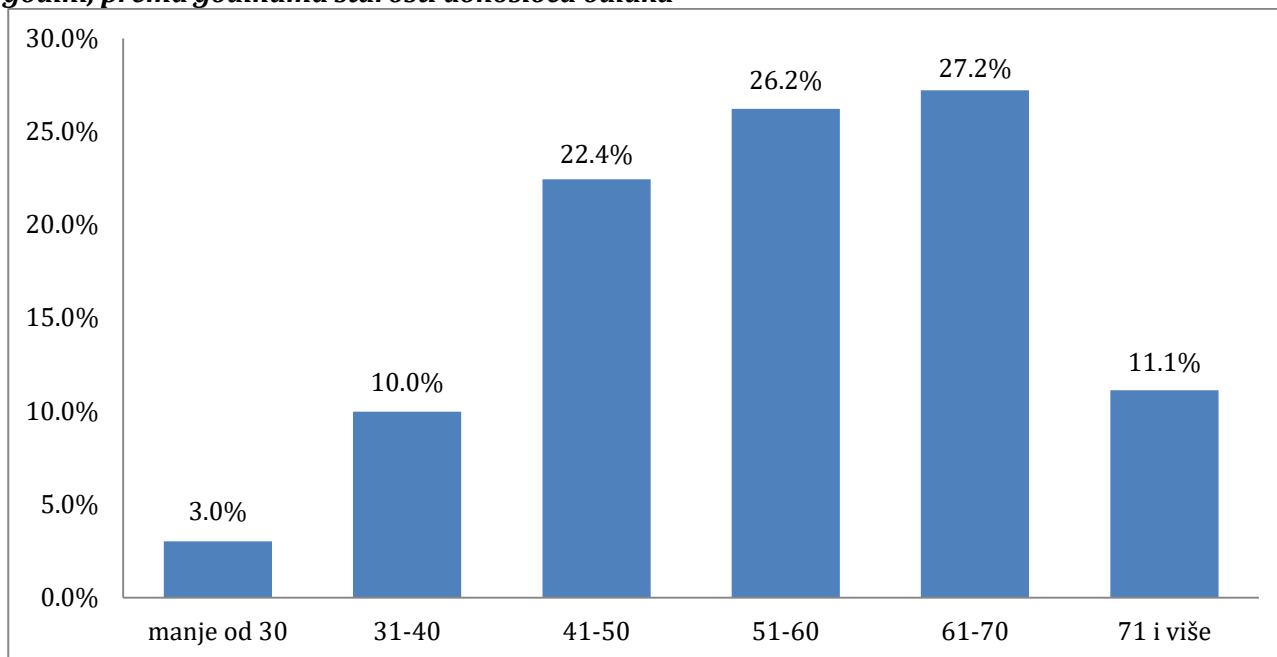
Od ukupnog broja RPG čiji su nosioci fizička lica i na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini, na čak 11.883 RPG (83,4%), nosioci su osobe muškog pola. Osobe ženskog pola su nosioci 2.366 RPG što predstavlja učešće od 16,6% u ukupnom broju RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u Republici Srbiji. Navedeni podatak može ukazati na podređen položaj žena u ruralnim područjima generalno, kao i konkretno u sektoru mlečnog govedarstva.

Očigledno osobe ženskog pola još uvek nisu priznate kao ravnopravni donosioci odluka na poljoprivrednim gazdinstvima u Republici Srbiji, za šta ne postoji objektivni razlog, već se objašnjenje može tražiti u istorijskom nasleđu posmatranih gazdinstava.

Grafikon 7, predstavljen u nastavku daje uvid u raspodelu RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u 2019. godini, prema godinama starosti nosioca gazdinstava. Primetno je da čak 87% nosioca gazdinstava ima više od 40 godina starosti. U najvećoj meri se izdvajaju kategorije između 51 i 60 godina i 61 i 70 godina, sa učešćem od 26,2% i 27,2% respektivno. Takođe, zabeleženo je i relativno visoko učešće nosioca sa više od 70 godina starosti, 11,1%. S druge strane, učešće nosioca RPG na kojima se u 2019. godini organizovala proizvodnja mleka, a koji imaju 40 i manje godina starosti iznosi tek 13%. Navedenoj deskripciji vredno je dodati podatak da prosečna starost nosioca posmatranih RPG iznosi 56 godina.

Iako se na prvi pogled čini da dominiraju “stariji” proizvođači, bitno je uzeti u obzir složenost samog sektora u pogledu organizacije proizvodnje, što iziskuje specifična znanja ali i višegodišnje iskustvo. Svakako bi bilo poželjno da učešće “mlađih” nosioca posmatranih RPG bude na višem nivou, ali ipak brojne naučne publikacije sa aspekta ocene tehničke efikasnosti ukazuju na to da su proizvođači “srednjih” godina pokretači eventualnog tehničkog progressa. S tim u vezi, stiče se utisak da bi poželjan scenario bio da se učešće kategorije “starijih” proizvođača (iznad 60 godina) smanji u korist učešća “mlađih” proizvođača (ispod 40 godina), koji bi kroz neko vreme postali proizvođači “srednjih” godina i ujedno nosioci tehničkog progressa.

Grafikon 7. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini, prema godinama starosti donosioca odluka

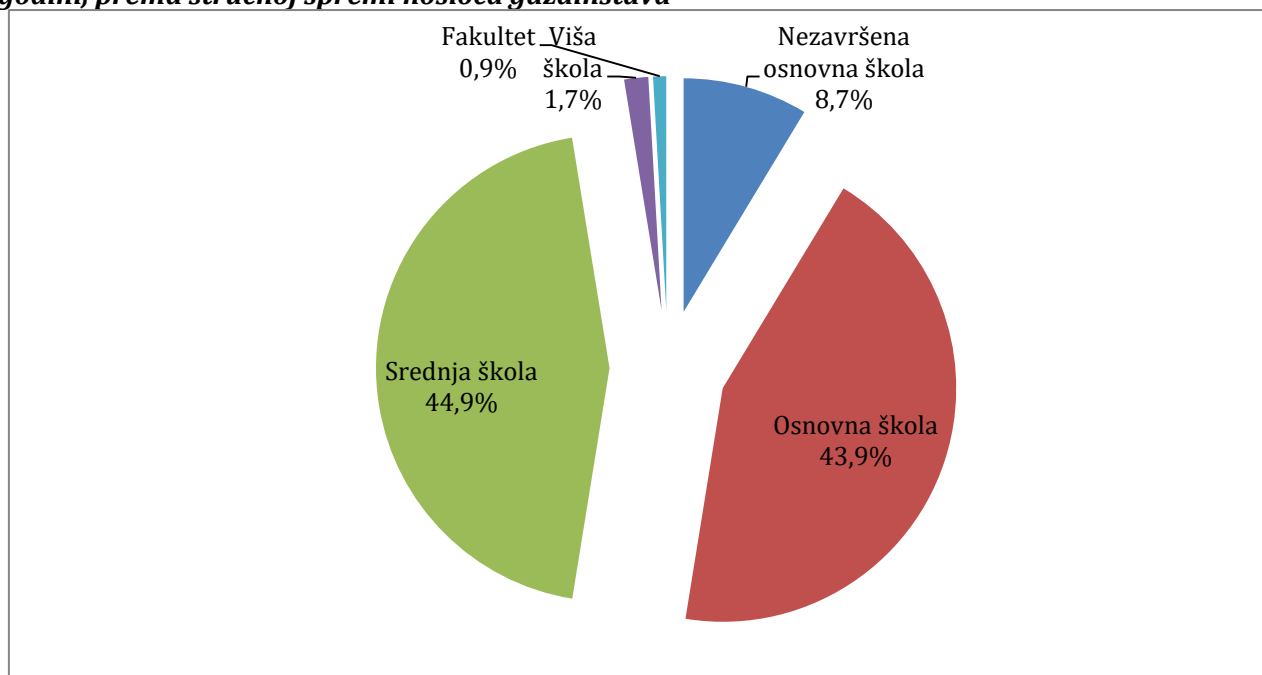


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Struktura RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka prema stručnoj spremi nosioca gazdinstava predstavljena je na grafikonu 8. Najveće učešće imaju gazdinstva čiji nosioci imaju završenu osnovnu ili srednju školu, 43,9 i 44,9% respektivno. Učešće gazdinstava na kojima se organizuje proizvodnja mleka, a gde su nosioci završili višu školu ili fakultet iznosi tek 2,6%. Takođe, bitno je navesti relativno visoko učešće onih nosioca koji čak nemaju ni završenu osnovnu školu, 8,7%.

Predstavljena struktura prema stepenu stručne spreme, nedvosmisleno ukazuje na to da su nosioci RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u Republici Srbiji, u najvećoj meri niskokvalifikovani. Ovakav zaključak je posebno problematičan za proizvodnju mleka u uslovima tržišne privrede, imajući u vidu složenost procesa proizvodnje mleka koji zahteva posebna saznanja vezana za biljnu i stočarsku proizvodnju, kao i optimizaciju radnih procesa na gazdinstvu.

Grafikon 8. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u Republici Srbiji u 2019. godini, prema stručnoj spremi nosioca gazdinstava



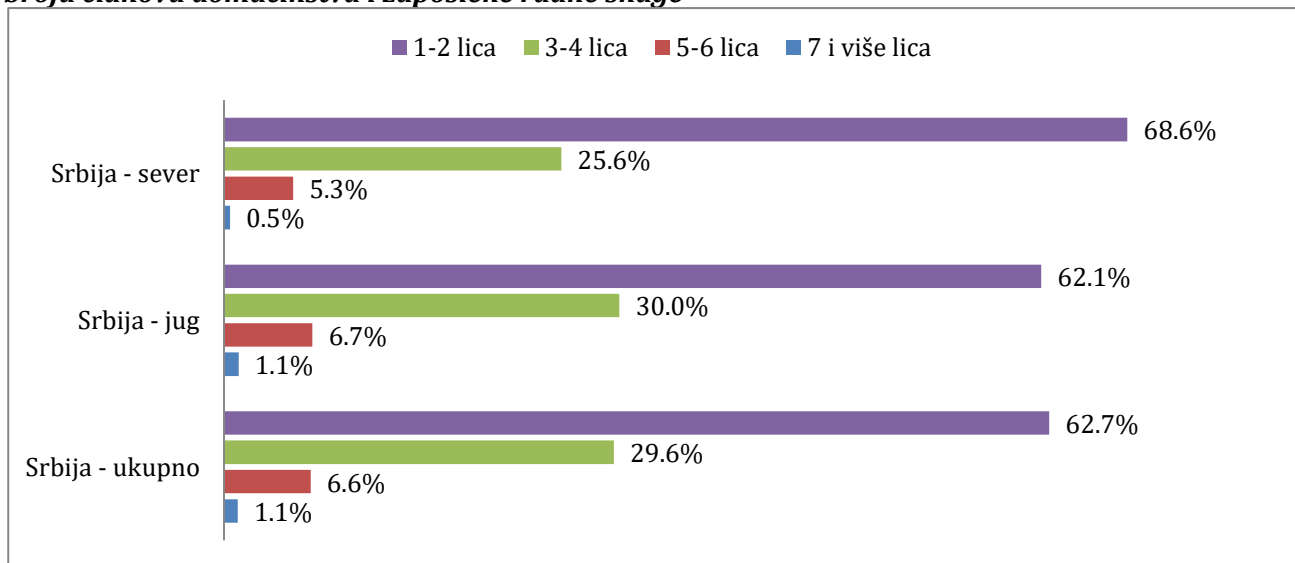
Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Kada je reč o strukturi posmatranih gazdinstava prema radnoj snazi, neophodno je pre svega istaći da Ministarstvo poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva prati evidenciju o broju radno sposobnih članova domaćinstva i zaposlenim radnicima zajedno (grafikon 9). Prethodno navedeno praktično znači da na osnovu raspoloživih podataka nije moguće odvojiti rad članova domaćinstva (neplaćene radne snage) i rad plaćene radne snage. Ipak, informacija do koje je moguće doći odnosi se na strukturu RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u skladu sa brojem lica koja se nalaze u radnom odnosu na gazdinstvu.

Evidentno je da gazdinstva na kojima se u radnom odnosu nalaze jedno ili dva lica, bez obzira na to da li su u pitanju članovi domaćinstva ili plaćena radna snaga, imaju najveće učešće u odnosu na ostale kategorije gazdinstava. Na nivou cele Srbije, učešće navedene kategorije iznosi 62,7%, dok je slična raspodela zabeležena i u regionima Srbija – sever i Srbija – jug. Značajno učešće od 29,6% na nivou cele Srbije imaju i gazdinstva koja raspolazu sa tri do četiri radno sposobna pojedinca. S druge strane, učešće RPG u okviru kojih figurira pet ili šest radno sposobnih lica iznosi tek 6,6% na nivou cele Srbije, dok je učešće gazdinstava koja imaju sedam i više lica u radnom odnosu gotovo zanemarljivo.

Predstavljena struktura jasno ukazuje na nedostatak radne snage u sektoru mlečnog govedarstva. Činjenica da se na gotovo dve trećine gazdinstava u radnom odnosu nalazi jedno ili dva lica po gazdinstvu, ukazuje na to da nije za očekivati značajnije promene u pogledu ostvarene produktivnosti ni za naredni period. Naime, sa relativno malim brojem radnika po gazdinstvu ne može se očekivati značajnije povećanje proizvodnje, niti poboljšanje kvaliteta poljoprivrednih proizvoda. S druge strane, postavlja se pitanje i u vezi sa kvalitetom izvedenih radnih operacija na gazdinstvu. U slučaju da rezultati analize ukažu na to da radna snaga nema statistički značajan uticaj na proizvodni rezultat, eventualno objašnjenje se može tražiti i u kvalitetu radne snage.

Grafikon 9. Struktura RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u 2019. godini, prema broju članova domaćinstva i zaposlene radne snage



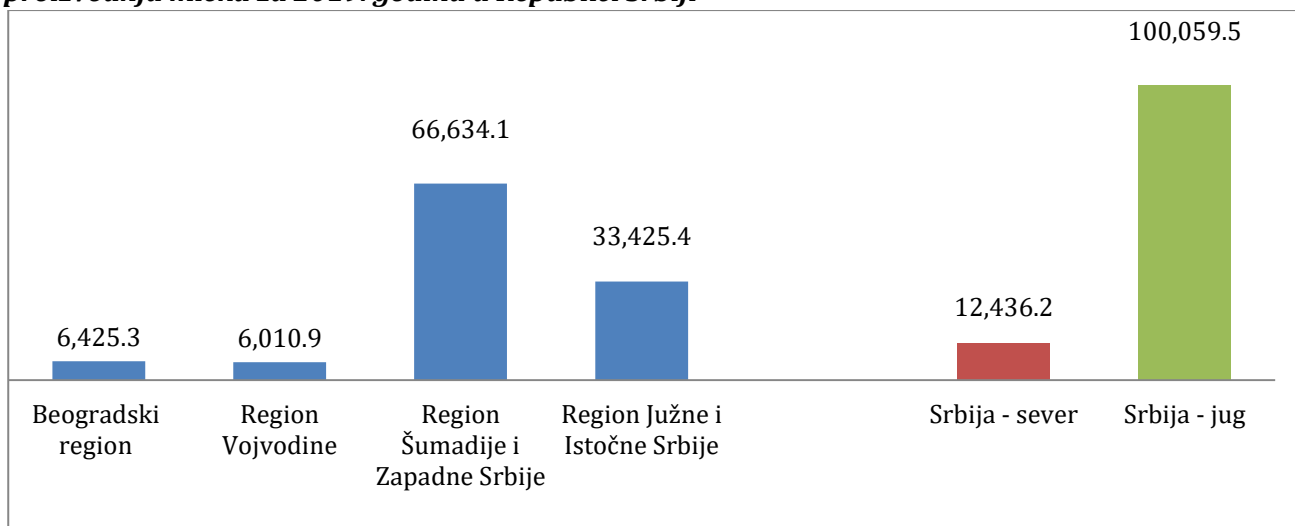
Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Povezujući relativno visoko učešće RPG čiji nosioci imaju završenu tek osnovnu školu ili čak manje od toga (52,6%), prosečnu starost nosioca RPG koja iznosi 56 godina, kao i 62,7% RPG koja raspolažu sa jednim ili dva člana gde se podrazumeva i plaćena radna snaga, stiče se utisak da se sektor mlečnog govedarstva u pogledu socio-demografskih karakteristika nalazi u nezavidnom položaju. Ovakav zaključak posebno dolazi do izražaja imajući u vidu da govedarstvo u najvećoj meri učestvuje u ostvarenoj vrednosti stočarske proizvodnje u Republici Srbiji. Ipak, da bi se izveo kompletan zaključak u vezi sa stanjem u sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, neophodno je razmotriti i raspoložive resurse, odnosno predstaviti karakteristike samih gazdinstava na kojima se organizuje proizvodnja mleka.

2.2.2. Veličina gazdinstava

Gazdinstva koja reprezentuju sektor mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, u 2019. godini su raspolagala sa ukupno 112.495,7 ha, što u proseku predstavlja 7,9 ha po gazdinstvu. Grafikon 10 predstavljen u nastavku daje prikaz ukupno raspoloživih površina RPG na kojima se organizuje proizvodnje mleka prema regionima na NUTS1 i NUTS2 nivou.

Grafikon 10. Regionalna raspodela ukupne poljoprivredne površine RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka za 2019. godinu u Republici Srbiji

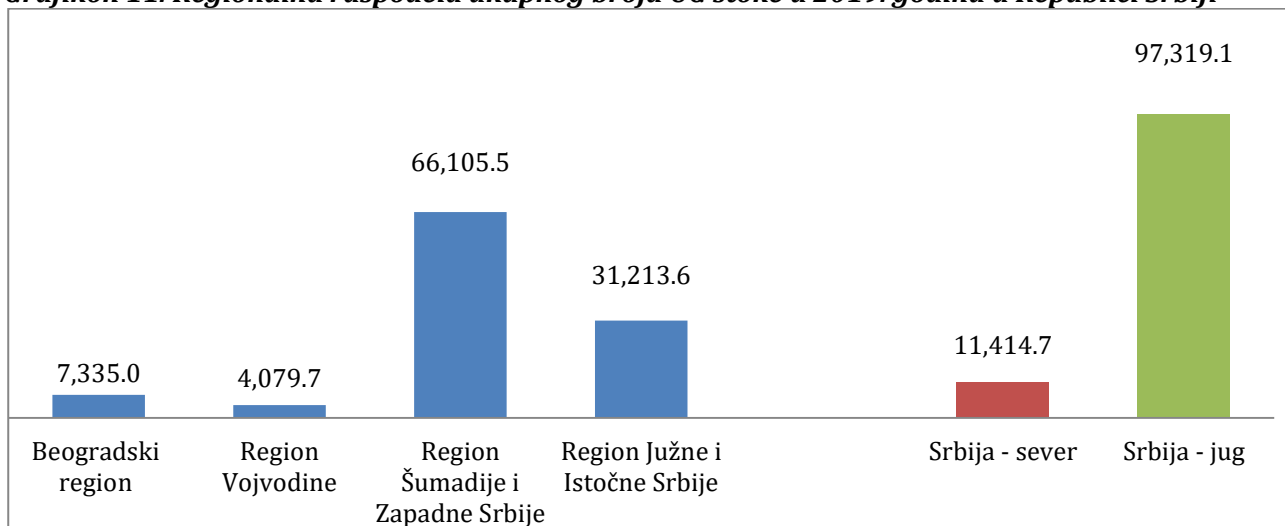


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

U okviru NUTS1 regiona Srbija – jug, figurira čak 88,9% od ukupno raspoloživih površina koja se nalaze u posedu gazdinstava na kojima se proizvodi mleka, dok je posmatrano učešće regiona Srbija – sever na nivou od 11,1%. U okviru regiona Srbija – jug, razmatrajući teritorijalnu raspodelu na NUTS2 nivou, primetno je da gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije raspolažu sa gotovo dva puta većom površinom u odnosu na srodna gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije. S druge strane, Vojvodina i Beograd imaju gotovo isto učešće u ukupnoj poljoprivrednoj površini Srbije – sever. Međutim, iako je ukupno raspoloživa površina na strani regiona Srbija – jug, utvrđeno je da gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever u proseku raspolažu sa većom površinom (9,4 ha/RPG) u odnosu na gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug (7,7 ha/RPG).

Kada je reč o ukupnom broju uslovnih grla stoke RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka, zabeležena je slična raspodela kao i kod raspoloživog zemljišta (grafikon 11). Ukupan broj uslovnih grla (UG) stoke, na nivou cele Srbije iznosi 108.733,8. Od ukupnog broja UG stoke, čak 89,5% figurira na teritoriji regiona Srbija – jug, dok se tek 10,5% nalazi na teritoriji regiona Srbija – sever.

Grafikon 11. Regionalna raspodela ukupnog broja UG stoke u 2019. godinu u Republici Srbiji



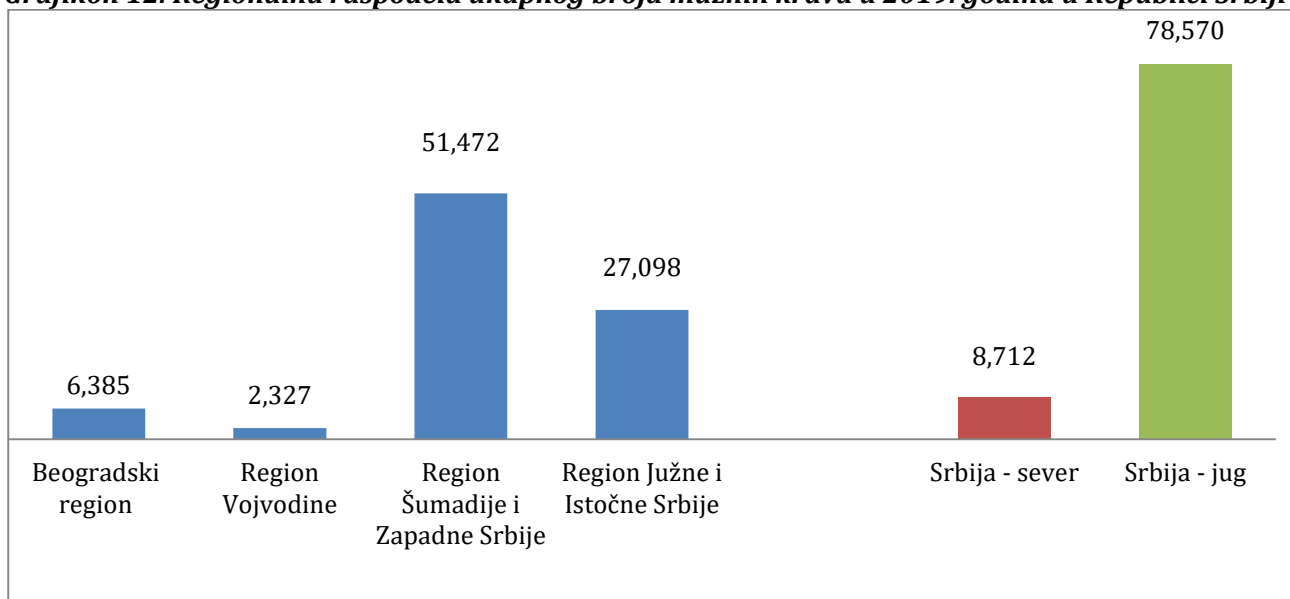
Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Posmatrajući sa aspekta broja UG stoke po gazdinstvu, utvrđeno je da na nivou cele Srbije broj UG stoke po RPG iznosi 7,6. Prosečno, na teritoriji regiona Srbija – sever, gazdinstva raspolažu sa 8,6 UG, dok je taj prosek za region Srbija – jug na nešto nižem nivou i iznosi 7,5 UG/RPG. Uočena je i nešto izraženija raspodela UG stoke po gazdinstvu između Beograda i Vojvodine, gde je posmatrani prosek u Beogradu na nivou od 10,7 UG/RPG, za razliku od Vojvodine gde je na nivou od 6,4 UG/RPG.

Poredeći broj UG stoke sa raspoloživim zemljištem, ustanovljeno je da na nivou cele Srbije gazdinstva raspolažu sa u proseku 1,0 ha/UG stoke. Region Srbija – sever raspolaže u proseku sa nešto većim posedom po UG stoke (1,1 ha/UG stoke) u odnosu na region Srbija – jug (1,0 ha/UG stoke). Takođe, bitno je istaći da se gazdinstva sa teritorije Vojvodine izdvajaju sa 1,5 ha/UG stoke, dok je posmatrani prosek u ostalim regionima blizak republičkom proseku.

S druge strane, kada je reč o ukupnom broju muznih krava (MK), grafikon 12 predstavljen u nastavku daje uvid u ukupan broj MK po regionima na NUTS1 i NUTS2 nivou u 2019. godini. Ukupno, na teritoriji cele Srbije u 2019. godini zabeleženo je 87.282 MK koja se nalaze na gazdinstvima čiji su nosioci fizička lica. Od ukupnog broja MK, 90,0% se nalazi na teritoriji regiona Srbija – jug, dok se tek 10,0% nalazi na teritoriji regiona Srbija – sever. Ubedljivo najveći broj MK na NUTS2 nivou figurira na teritoriji Šumadije i Zapadne Srbije (59,0%), dok se najmanji broj MK nalazi na teritoriji Vojvodine (2,7%).

Grafikon 12. Regionalna raspodela ukupnog broja muznih krava u 2019. godinu u Republici Srbiji



Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

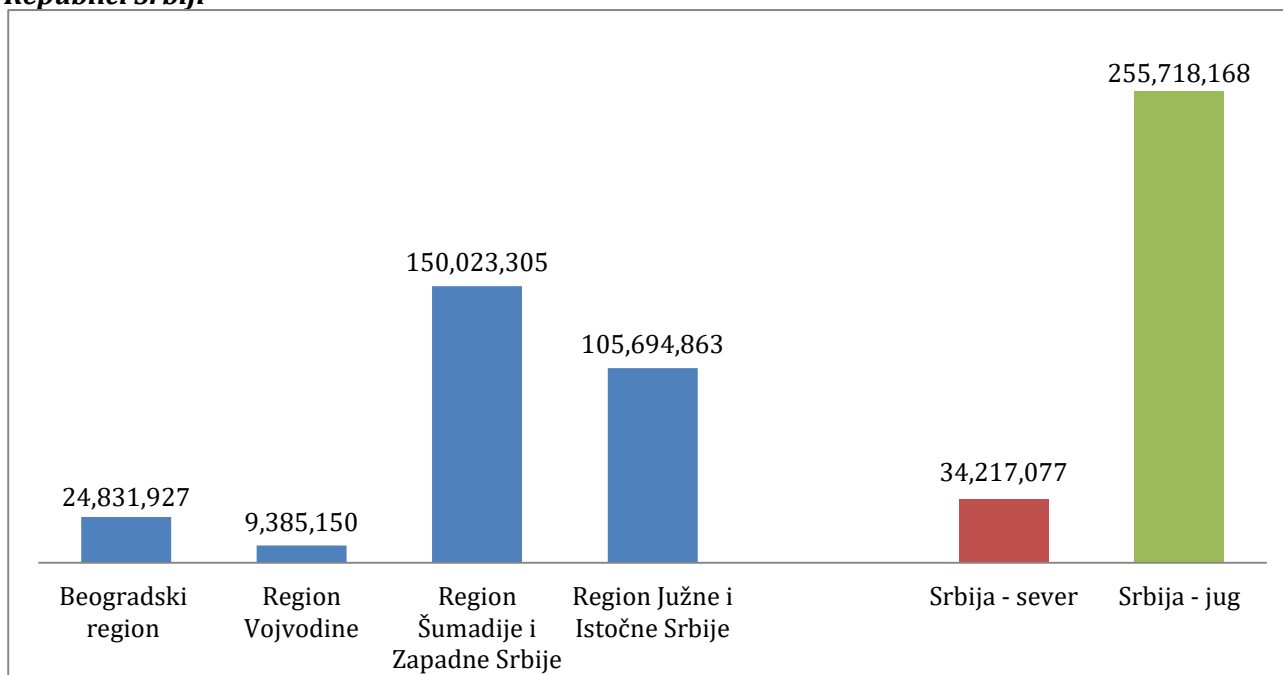
Razmatrajući broj raspoloživih MK po gazdinstvu na regionalnom nivou, ustanovljeno je da RPG u Republici Srbiji raspolažu u proseku sa 6,1 MK/RPG. Sever i jug ostvaruju sličnu raspodelu, ali su značajnije razlike prisutne na NUTS2 nivou. Naime, najveći prosek ostvaruju RPG sa teritorije Beograda (9,3 MK/RPG), dok je najmanji prosek zabeležen u Vojvodini (3,6 MK/RPG). Posmatrani proseci na NUTS2 nivou za Šumadiju i Zapadnu Srbiju, odnosno Južnu i Istočnu Srbiju su isti kao i prosek na republičkom nivou.

Prosečno raspoloživa površina po MK na nivou cele Srbije iznosi 1,3 ha/MK. Na nivou NUTS1 regiona, u okviru Srbije – sever posmatrani prosek iznosi 1,4 ha/MK, dok za Srbiju – jug važi prosek od 1,3 ha/MK. Ipak, značajne razlike su ustanovljene na NUTS2 nivou. Naime, za Vojvodinu je ustanovljeno da prosečno raspoloživa površina po MK iznosi 2,6 ha. Na teritoriji Beograda posmatrani prosek je 1,0 ha/MK, dok je u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji, odnosno Južnoj i Ističnoj Srbiji 1,3 ha/MK i 1,2 ha/MK respektivno.

Takođe, ustanovljeno je da u proseku na nivou cele Srbije, učešće ukupnog broja MK u ukupnom broju UG stoke, iznosilo 80,3%. Najmanje učešće ukupnog broja muznih krava (MK) u ukupnom broju UG stoke je zabeleženo u Vojvodini (57,0%), dok je najveće učešće zabeleženo na teritoriji Beograda (87,0%).

U skladu sa prethodno navedenim, od velike važnosti je predstaviti ukupne količine proizvedenog mleka u Republici Srbiji. Grafikon 13 predstavljen u nastavku daje pregled ukupno proizvedenih količina mleka (u litrama) prema regionalnoj raspodeli na NUTS1 i NUTS2 nivou, u 2019. godini. Ukupno proizvedena količina mleka koja dolazi sa RPG čiji su nocioci fizička lica, na nivou cele Srbije, iznosila je 289.935.245 litara mleka. Ukupno 88,2% proizvedenih količina mleka dolazi od RPG sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – jug, dok se tek 11,8% proizvelo na teritoriji regiona Srbija – sever. Od ukupno proizvedene količine mleka, 51,7% je proizveden na RPG sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije. Nešto manje učešće u iznosu od 36,5% vezuje se za RPG sa teritorije Južne i Istočne Srbije, dok Vojvodina i Beograd učestvuju sa 3,2 i 8,6% respektivno.

Grafikon 13. Regionalna raspodela proizveden količine mleka (u litrama) u 2019. godinu u Republici Srbiji



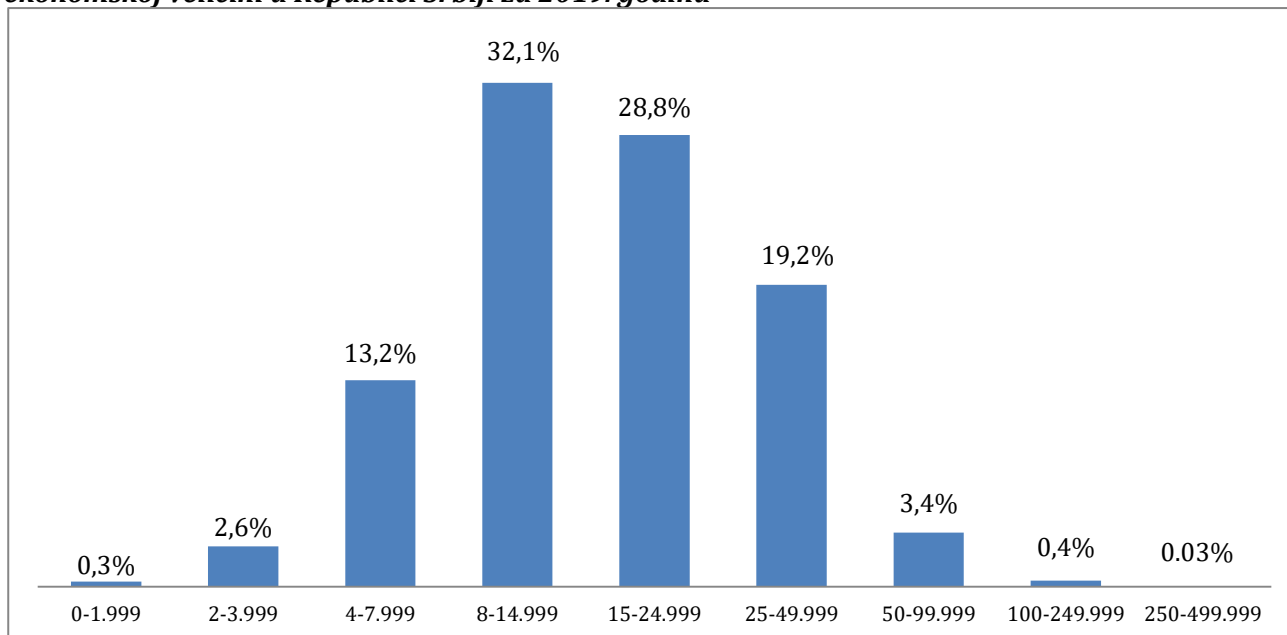
Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Ukoliko se sagledaju proizvedene količine prema broju MK, prosek na nivou cele Srbije je iznosio 3.321,8 litara/MK na godišnjem nivou. Posmatrani prosek za region Srbija – sever iznosio je 3.927,6 litara/MK, odnosno 3.254,7 litara/MK u regionu Srbija – jug. Analizom proizvedenih količina mleka prema broju MK na NUTS2 nivou, ustanovljeno je da najveći prosek ostvaruje Vojvodina sa 4.033,2 litara/MK. Na teritoriji Beograda, posmatrani prosek je iznosio 3.889,1 litara/MK, u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji 2.914,7 litara/MK i Južnoj i Istočnoj Srbiji 3.900,5 litara/MK.

S druge strane, prosečno proizvedena količina mleka po RPG u 2019. godini, na nivou cele Srbije, iznosila je 20.347,8 litara. Gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever ostvarila su prosek u iznosu od 25.727,1 litara/MK, dok je na teritoriji regiona Srbija – jug taj prosek bio znatno niži i iznosio je 19.794,0 litara/MK. Iako su RPG sa teritorije Vojvodine ostvarila najveću proizvodnju mleka po MK, prosečno proizvedene količina mleka prema RPG su bila na najnižem nivou. Naime, u Vojvodini je u 2019. godini proizvedeno 14.618,6 litara mleka/RPG, za razliku od Beograda gde je zabeležen prosek u iznosu od 36.092,9 litara mleka/RPG. Gazdinstva na teritoriji Šumadije i Zapadne Srbije su zabeležila proizvodnju u iznosu od 17.701,9 litara/RPG, dok je taj prosek u Južnoj i Istočnoj Srbiji bio na nivou od 23.783,7 litara/RPG.

Na kraju, prilikom analize sektora mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, u delu koji se odnosi na karakteristike poljoprivrednih gazdinstava čiji su nosioci fizička lica, predstavljena je struktura gazdinstava prema ostvarenoj ekonomskoj veličini. Iako zvanična metodologija razlikuje 14 različitih klasa, u skladu sa dobijenim rezultatima predstavljena je struktura prema 9 klasa ekonomske veličine. Razlog je taj što nije zabeleženo nijedno RPG na kojem se organizuje proizvodnja mleka, a koje beleži vrednost ekonomske veličine veće od 500.000 EUR. Dakle, grafikon 14 predstavljen u nastavku daje prikaz strukture RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u 2019. godini, na nivou cele Srbije.

Grafikon 14. Struktura RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka prema ostvarenoj ekonomskoj veličini u Republici Srbiji za 2019. godinu

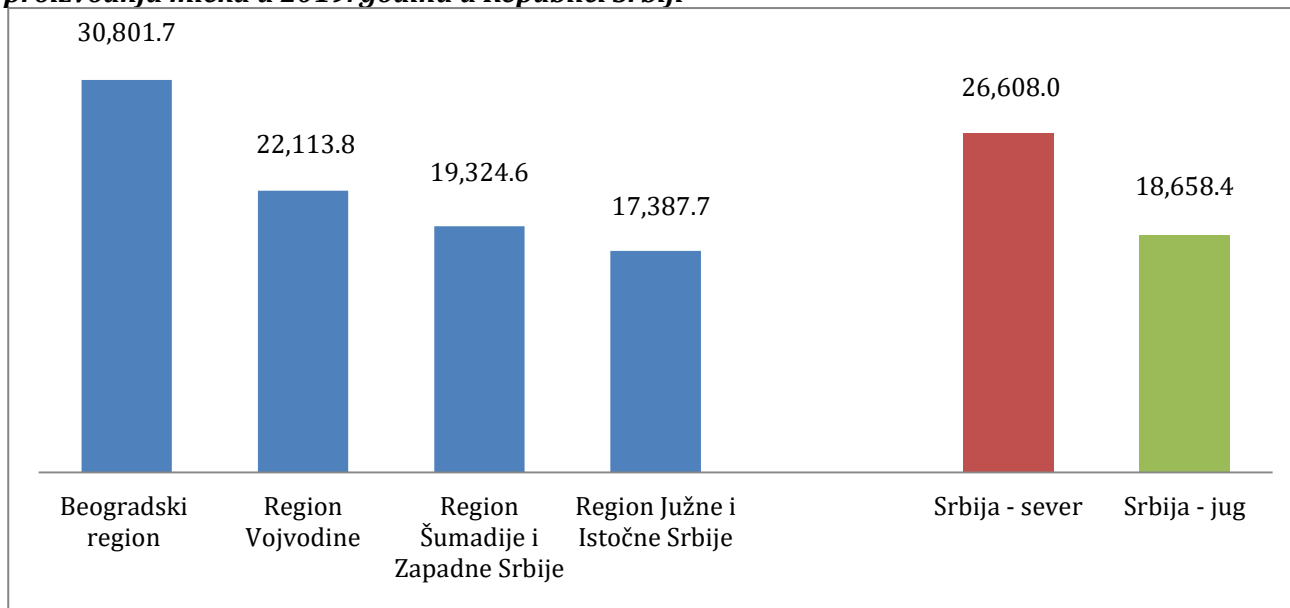


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Najveće učešće u iznosu od 32,1% ostvarila su gazdinstva čija se ekonomska veličina kretala između 8.000 i 14.999 EUR. Nešto niže učešće u iznosu od 28,8%, ostvarila su gazdinstva sa ekonomskom veličinom između 15.000 i 24.999 EUR, s tim da je vredno napomenuti i učešće gazdinstava sa ekonomskom veličinom između 25.000 i 49.999 EUR koje je iznosilo 19,2%. Učešće RPG koja su ostvarila ekonomsku veličinu koja se kretala u intervalu od 0 do 7.999 EUR iznosilo je 16,1%, dok je učešće gazdinstava sa ekonomskom veličinom većom od 50.000 EUR iznosilo tek 3,83%. Prosečna ekonomska veličina na nivou cele Srbije iznosila je 19.400,4 EUR, što je ipak iznad proseka za 2019. godinu od 10.310,8 EUR, koliko je iznosila ekonomska veličina imajući u vidu sve tipove poljoprivrednih gazdinstava.

Na grafikonu 15 predstavljena je prosečna ekonomska veličina RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka po regionima na NUTS1 i NUTS2 nivou za 2019. godinu. Primetno je da je gazdinstva sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever u 2019. godini, karakterisala veća prosečna ekonomska veličina (26.608,0 EUR), za razliku od regiona Srbija – jug gde je zabeležena prosečna ekonomska veličina u iznosu od 18.658,4 EUR. Posmatrajući prosečnu ekonomsku veličinu na NUTS2 nivou, primetno je da su najveću ekonomsku veličinu zabeležila gazdinstva sa teritorije Beograda (30.801,7 EUR). Gazdinstva sa teritorije Vojvodine, Šumadije i Zapadne Srbije, kao i Južne i Istočne Srbije zabeležila su prosečnu ekonomsku veličinu u iznosima od 22.113,8, 19.324,6, 17.387,7 EUR respektivno.

Grafikon 15. Regionalna raspodela prosečne ekonomske veličine RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka u 2019. godinu u Republici Srbiji



Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

2.2.3. Ekonomske mere agrarne politike usmerene ka razvoju mlečnog govedarstva

Prema Zakonu o poljoprivredi i ruralnom razvoju²⁴, ekonomske mere agrarne politike u Republici Srbiji mogu se svrstati u grupu neposrednih (direktnih) podsticaja, u okviru kojih se podrazumevaju različite mere podrške, kao što su: premije, podsticaji za proizvodnju, regresi i podrška nekomercijalnim poljoprivrednim gazdinstvima.

Pored direktnih podsticaja, posredan ekonomski efekat ostvaruju i tržišni, odnosno strukturni podsticaji, koji podrazumevaju: izvozne podsticaje, kreditnu podršku, podršku skladištenja, mere ruralnog razvoja, podršku poboljšanju zaštite i kvaliteta poljoprivrednog zemljišta i mere institucionalne podrške.²⁵

Ipak, kada je reč o registrovanim poljoprivrednim gazdinstvima, direktan uticaj ekonomskih mera agrarne politike, najjednostavnije je izmeriti kroz konkretnu finansijsku podršku usmerenu ka poljoprivrednim proizvođačima, a sve u skladu sa prvom grupom podsticaja. S tim u vezi, poljoprivredni proizvođači koji su specijalizovani za proizvodnju mleka, ostvaruju pravo na više različitih mera podrške koje su u prethodnom periodu podrazumevale: premije za mleko, direktna primanja po hektaru, direktna primanja za umatičena grla, regrese za gorivo i đubrivo, subvencije za investicije u mehanizaciju, objekte i nabavku stoke, osiguranje biljne i/ili stočarske proizvodnje, kao i ostale subvencije.

Premije za mleko podrazumevaju novčani iznos koji se isplaćuje poljoprivrednim proizvođačima u skladu sa isporučenom količinom proizvedenog mleka odgovarajućeg kvaliteta. Podsticaji koji se odnose na premije za mleko, isplaćuju se poljoprivrednim proizvođačima na kvartalnom nivou.

Premije su namenjene podršci proizvođačima mleka koji u toku jednog kvartala proizvedu najmanje 3.000 litara mleka, dok je minimalna proizvedena količina mleka za proizvođače čija gazdinstva se nalaze u područjima sa otežanim uslovima rada u poljoprivredi 1.500 litara.

²⁴ Zakon o poljoprivredi i ruralnom razvoju, Službeni glasnik RS, br. 41/2009, 10/2013 – dr. zakon, 101/2016, 67/2021 – dr. zakon i 114/2021.

²⁵ Đurić Katarina (2021), *Agrarna politika*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu.

Generalno posmatrano, sirovo kravlje mleko na osnovu kojeg je moguće ostvariti premiju i koje su otkupljivači spremni da otkupe mora prethodno ispunjavati određene kriterijume. Kriterijumi se odnose na: odgovarajući sadržaj mlečne masti, procentualno učešće proteina, procenat suve materije, gustinu izraženu u g/cm³ pri temperaturi od 20°C, pH vrednost, stepen kiselosti, tačku mržnjenja koja nije viša od -0,515°C i negativan rezultat alkoholne probe sa 72% etil alkoholom²⁶. Svi proizvođači koji su ispunjavali uslove vezano za kvalitet mleka u periodu koji je obuhvaćen istraživanjem, ostvarivali su pravo na premiju u iznosu od 7 RSD/litri.

Ipak, u zavisnosti od poslovne politike registrovanih otkupljivača mleka, u konačnu otkupnu cenu mleka ulaze dodatni parametri, što se na određeni način može posmatrati kao podsticaj za proizvođače, pa se ukupan iznos uslovno rečeno podsticaja, može značajno uvećati. Iznos dodatnog podsticaja za mleko po jedinici proizvoda od strane zvaničnih otkupljivača, prevashodno zavisi od kvaliteta isporučenog mleka. Proizvedeno mleko se klasifikuje u tri klase, a kriterijum koji određuje pripadnost nekoj od tri klase je pre svega ukupan broj mikroorganizama u mleku i ukupan broj somatskih ćelija. Pored navedenog, na konačan iznos podsticaja koji proizvođač može da ostvari, utiče i sadržaj aflatoksina, isporučena količina, kao i vrednosti prethodno navedenih načelnih parametara koji moraju biti ispunjeni da bi sirovo kravlje mleko steklo uslove da bude otkupljeno.

Direktna primanja po hektaru i direktna primanja za umatičena grla, mogu se svrstati u meru podsticaji za proizvodnju, što podrazumeva novčane iznose koji se isplaćuju poljoprivrednim proizvođačima po zasejanom hektaru određenog useva i umatičenom grlu gajene životinje. Uslov da poljoprivredni proizvođač ostvari pravo na podsticaj po hektaru jeste da je poljoprivredno gazdinstvo registrovano i da je setvena struktura prijavljena u Upravi za trezor Republike Srbije.

U skladu sa prijavljenom setvenom strukturom, poljoprivredni proizvođači su za period koji je obuhvaćen analizom ostvarivali podsticaj u iznosu od 4.000,00 RSD po hektaru, za najviše 20 hektara prijavljenog korišćenog poljoprivrednog zemljišta. S druge strane, kako na gazdinstvima specijalizovanim za proizvodnju mleka figuriraju muzne krave, poljoprivredni proizvođači su ostvarivali pravo na podsticaj u iznosu od 25.000,00 RSD po muznoj kravi.

Uslov je da su muzne krave pre svega umatičene, odnosno registrovane u Centralnoj bazi podataka Uprave za veterinu, kao i da je broj gajenih životinja u kalendarskoj godini prijavljen kod Uprave za trezor. Broj kvalitetnih priplodnih mlečnih krava na osnovu kojih je moguće ostvariti pravo na podsticaj iznosi najmanje 3, a najviše 300. Ovde je bitno istaći, da ukoliko gazdinstvo pripada području sa otežanim uslovima rada u poljoprivredi, minimalan broj muznih krava na osnovu kojih je moguće ostvariti pravo na podsticaj iznosi 2.

Regresi za gorivo i đubrivo, predstavljaju vrstu podsticaja na osnovu kojih se prema određenom procentu subvencionise kupovina inputa za proizvodnju kao što su dizel gorivo i mineralno đubrivo. Takođe, u okviru ove mere podrške podrazumevaju se i eventualni podsticaji na premije osiguranja. Regresi za gorivo se ostvaruju kroz mogućnost subvencionisane nabavke dizel goriva koja je niža od tržišne, što znači da je dostupna svim proizvođačima po istoj ceni. S druge strane, regresi za đubrivo su poslednji put isplaćivani 2017. godine, tako da nisu predmet analize u skladu sa raspoloživim podacima koji se odnose na 2019. godinu.

²⁶ Pravilnik o kvalitetu i drugim zahtevima za mleko, mlečne proizvode, kompozitne mlečne proizvode i starter kulture – „Službeni list SRJ, br. 26/2002 i "Službeni list SCG", br. 56/2003 - dr. pravilnik, 4/2004 - dr. pravilnik i 5/2004 i "Službeni glasnik RS", br. 21/2009 - dr. pravilnik i 33/2010 - dr. pravilnik.

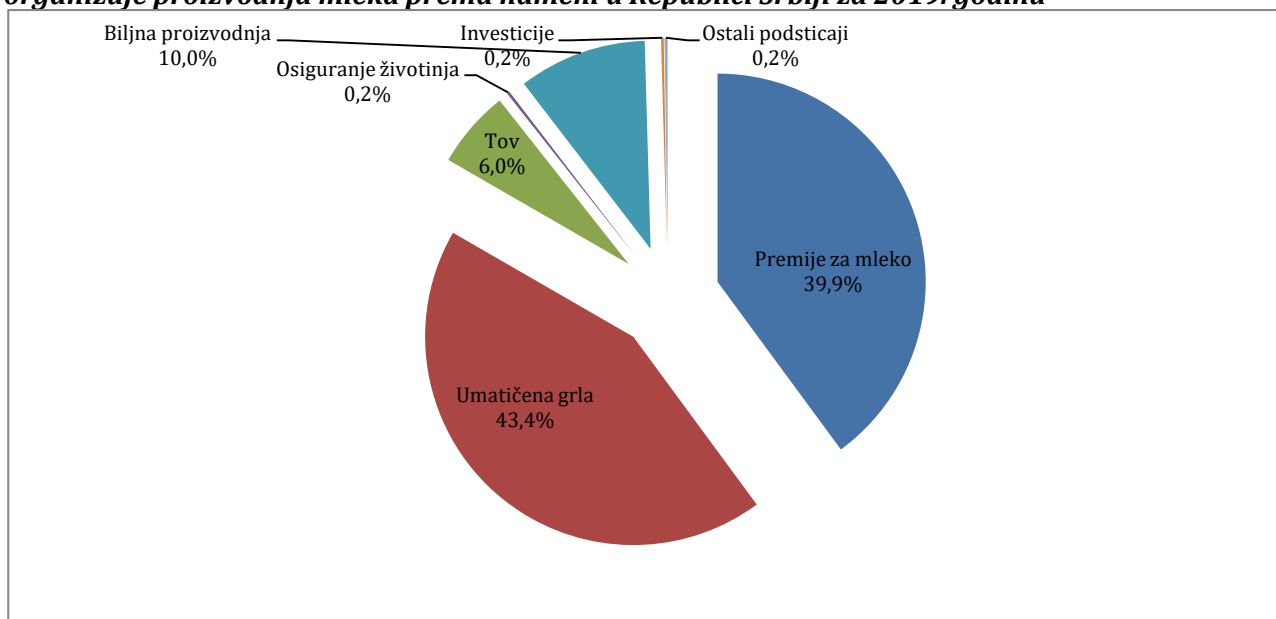
Pored navedenog, u okviru prve grupe podsticaja podrazumevaju se i subvencije na investicije u mehanizaciju, objekte i nabavku stoke. Navedeni podsticaji se najčešće realizuju kroz različite javne pozive koje organizuje Ministarstvo poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva, što podrazumeva da poljoprivredni proizvođači koji ispunjavaju uslove prema javnom pozivu prethodno apliciraju za navedenu vrstu podrške. Različiti programi nabavke nove mehanizacije, stoke i izgranje objekata imaju za cilj modernizaciju poljoprivredne proizvodnje, a sve u skladu sa približavanjem mera agrarne politike merama Zajedničke agrarne politike Evropske unije. Na taj način, pored Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva koje preko Uprave za agrarna plaćanja finansira različite programe podrške, zatim Pokrajinske vlade i jedinica lokalne samouprave, u prethodnom periodu različiti programi su bili finansirani i od strane Evropske unije (IPARD program), odnosno Svetske banke.

Na kraju, bitno je istaći da gazdinstva iako su specijalizovana za proizvodnju mleka, često mogu imati i stoku u tovu, na osnovu čega ostvaruju pravo na dodatne podsticaje. Podsticaji za tov se ostvaruju na osnovu proizvodnje tovnih junadi, tovnih svinja, tovnih jaradi i tovnih jagnjadi kako u konvencionalnoj tako i organskoj proizvodnji. Konkretno, subvencija za tovnju junad koju je moguće očekivati na gazdinstvima na kojima se proizvodi mleko iznosi 20.000,00 RSD po grlu stoke isporučenom klanici.

Suma uplaćenih podsticaja, bez obzira na namenu, koje su u 2019. godini isplaćene komercijalnim, aktivnim RPG čiji su nosioci fizička lica, a na kojima se organizovala proizvodnja mleka iznosila je 43.056.788,5 EUR. Od ukupne sume isplaćenih subvencija, tek 10,7% su dobila RPG sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever, dok je čak 89,3% isplaćeno RPG na kojima se proizvodi mleko sa teritorije regiona Srbija – jug. Posmatrajući raspodelu ukupne sume isplaćenih podsticaja usmerenih ka RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka, na NUTS2 nivou, gazdinstva sa teritorije Vojvodine i Beograda učestvovala su sa 3,2% i 7,5% respektivno. S druge strane, gazdinstvima sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije isplaćeno je 56,9% od ukupne sume isplaćenih podsticaja, dok je gazdinstvima sa teritorije Južne i Istočne Srbije isplaćeno 32,4% od ukupne sume.

Struktura ukupne sume isplaćenih subvencija prema nameni, predstavljena je na grafikonu 16. Najveći procenat ukupne sume isplaćenih podsticaja odnosio se na premije za mleko (39,9%) i umatičena grla (43,4%). Podsticaji za tov učestvovali su sa 6,0%, dok je podrška biljnoj proizvodnji učestvovala sa 10,0% od ukupne sume isplaćenih subvencija. Učešće ostalih vidova podsticaja je takoreći zanemarljiv, a posebno zabrinjavajući podatak predstavlja izuzetno nisko učešće subvencija na investicije (0,2%).

Grafikon 16. Struktura ukupne sume isplaćenih podsticaja usmerenih ka RPG na kojima se organizuje proizvodnja mleka prema nameni u Republici Srbiji za 2019. godinu

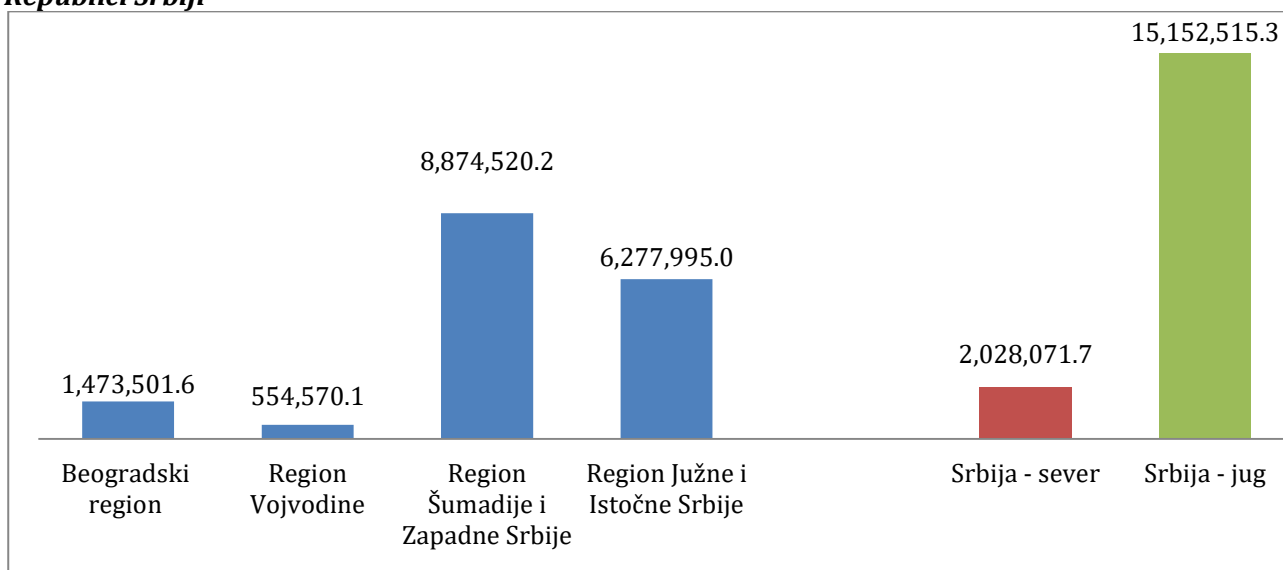


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Na nivou gazdinstva, u 2019. godini isplaćeno je u proseku 3.021,7 EUR. U proseku, najveći iznos subvencija po gazdinstvu isplaćen je RPG sa teritorije Beograda (4.671,0 EUR/RPG). Prosečan iznos primljenih subvencija po gazdinstvu u Vojvodini iznosio je 2.144,5 EUR/RPG, u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji 2.889,2 EUR/RPG i Južnoj i Istočnoj Srbiji 3.146,0 EUR/RPG.

Kada je reč o premijama za mleko, u 2019. godini je isplaćeno ukupno 17.180.587 EUR na nivou cele Srbije. Raspodela primljenih podsticaja za mleko prema regionima na NUTS1 i NUTS2 nivou je slična kao i prilikom raspodele ukupne sume isplaćenih subvencija (grafikon 17). Dominiraju gazdinstva koja pripadaju NUTS1 regionu Srbija – jug sa 88,2%, u okviru kojeg se izdvaja Šumadija i Zapadna Srbija sa 51,7% učešća. Najmanje učešće u ukupno isplaćenoj sumi premija za mleko na NUTS2 nivou, ostvarila su gazdinstva sa teritorije Vojvodine (3,2%).

Grafikon 17. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih premija za mleko u 2019. godinu u Republici Srbiji

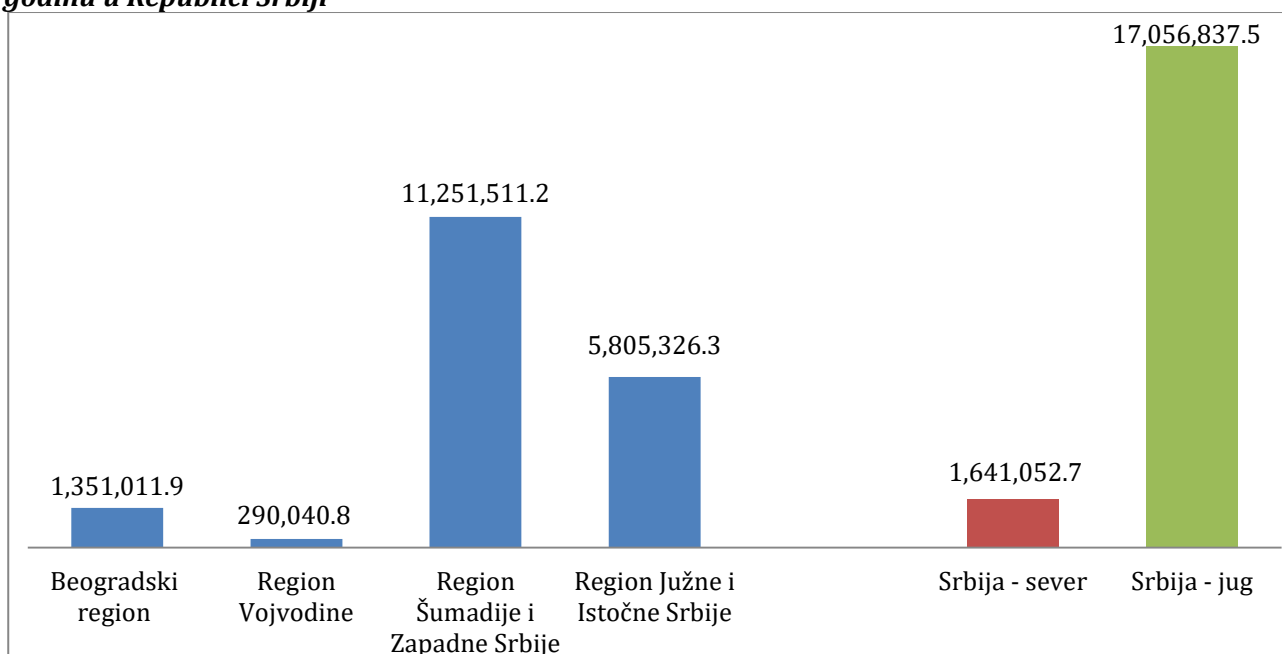


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Ipak, struktura isplaćenih premija za mleko po RPG je nešto drugačija. Gazdinstva sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever su u 2019. godini primila u proseku 1.524,9 EUR/RPG, dok je taj prosek na nivou regiona Srbija – jug iznosio 1.172,9 EUR/RPG. Posmatrajući detaljnije na NUTS2 nivou, gazdinstva sa teritorije Vojvodine su primila 863,8 EUR/RPG, dok su najveći prosek za celu Srbiju ostvarila gazdinstva sa teritorije Beograda, 2.141,7 EUR/RPG. S druge strane, gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije u proseku su ostvarila premije za mleko u iznosu od 1.047,1 EUR/RPG, dok su gazdinstva sa teritorije Južne i Istične Srbije ostvarila premije za mleko u iznosu od 1.412,7 EUR/RPG.

Ukupna suma plasiranih podsticaja za umatičena grla u 2019. godini iznosila je 18.697.890 EUR. Kao i u dosadašnjem delu analize, u najvećoj meri su učestvovala RPG sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – jug (91,2%), gde se posebno izdvaja Šumadija i Zapadna Srbija sa 60,2% učešća. Najmanje učešće u ukupno isplaćenju sumi podsticaja za umatičena grla na NUTS2 nivou ostvarila su gazdinstva sa teritorije Vojvodine, 1,6%. Grafikon 18 predstavljen u nastavku prikazuje raspodelu ukupno plasiranih subvencija za umatičena grla u 2019. godini prema teritorijalnoj raspodeli Republike Srbije na NUTS1 i NUTS2 nivou.

Grafikon 18. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za umatičena grla u 2019. godinu u Republici Srbiji

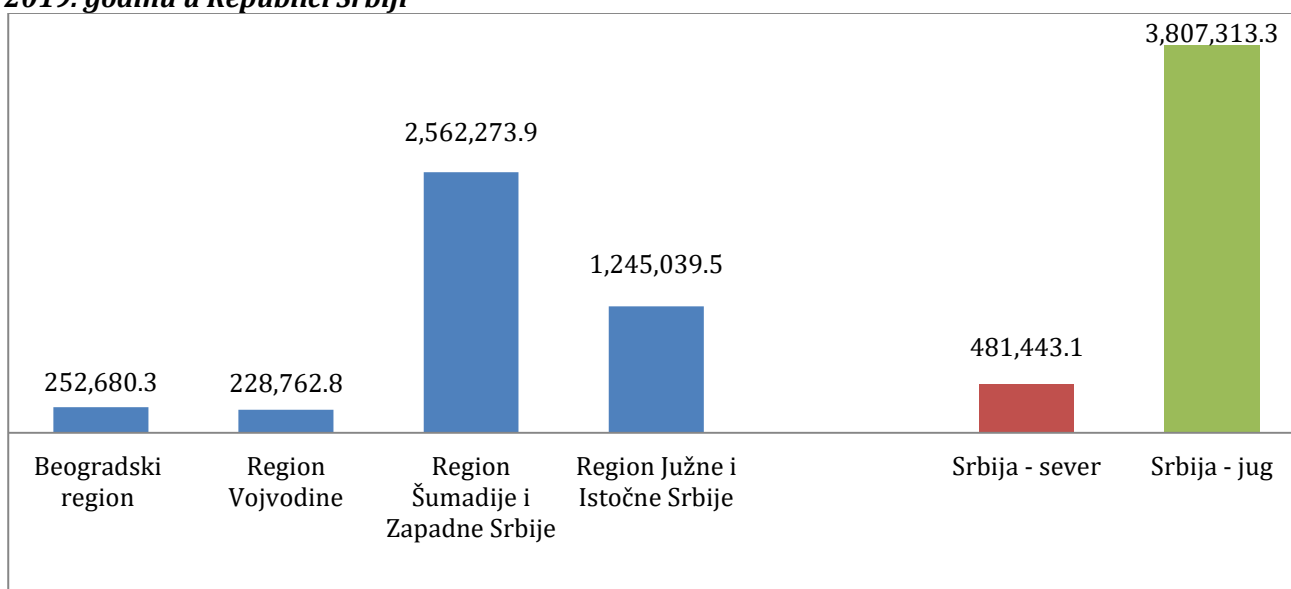


Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

U skladu sa prethodno navedenim, vredi istaći da kada se posmatraju ostvareni podsticaji za umatičena grla na nivou RPG, razlike između NUTS1 regiona Srbija – sever i Srbija - jug nisu posebno izražene. Prosečna vrednost ostvarenih podsticaja za umatičena grla na nivou gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – sever, iznosila je za 2019. godinu 1.233,9 EUR/RPG, dok je posmatrani prosek za gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug iznosio 1.320,3 EUR/RPG. Međutim, na NUTS2 nivou, primetne su značajne razlike između Beograda i Vojvodine, gde su ustanovljeni proseki u iznosu od 1.963,7 EUR/RPG i 451,8 EUR/RPG respektivno. S druge strane, gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije u proseku su ostvarila podsticaje za umatičena grla u iznosu od 1.327,6 EUR/RPG, dok su gazdinstva sa teritorije Južne i Istične Srbije ostvarila podsticaje za umatičena grla u iznosu od 1.306,3 EUR/RPG.

Kao što je predstavljeno na grafikonu 16, značajno mesto u strukturi ukupne sume isplaćenih subvencija gazdinstvima na kojima se organizuje proizvodnja mleka, zauzimaju i podsticajii za biljnu proizvodnju koji učestvuju sa 10,0%. Ukupna suma plasiranih podsticaja za biljnu proizvodnju na nivou cele Srbije iznosila je 4.288.756,4 EUR. RPG sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever, učestvovala su sa 11,2% u ukupnoj sumi isplaćenih podsticaja za biljnu proizvodnju, dok su gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug učestvovala sa 88,8%. S druge strane, gazdinstva sa teritorije Vojvodine i Beograda imala su slično učešće u ukupno isplaćenim podsticajima za biljnu proizvodnju, 5,3 i 5,9% respektivno. Kao i kod prethodnih vrsta podsticaja, gazdinstva na kojima se organizovala proizvodnja mleka sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije imala su najveće učešće koje je iznosilo 59,7%. Gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije učestvovala su sa 29,1%. Grafikon 19 predstavljen u nastavku prikazuje raspodelu ukupno plasiranih subvencija za biljnu proizvodnju u 2019. godini po regionima Republike Srbije na NUTS1 i NUTS2 nivou.

Grafikon 19. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za biljnu proizvodnju u 2019. godinu u Republici Srbiji



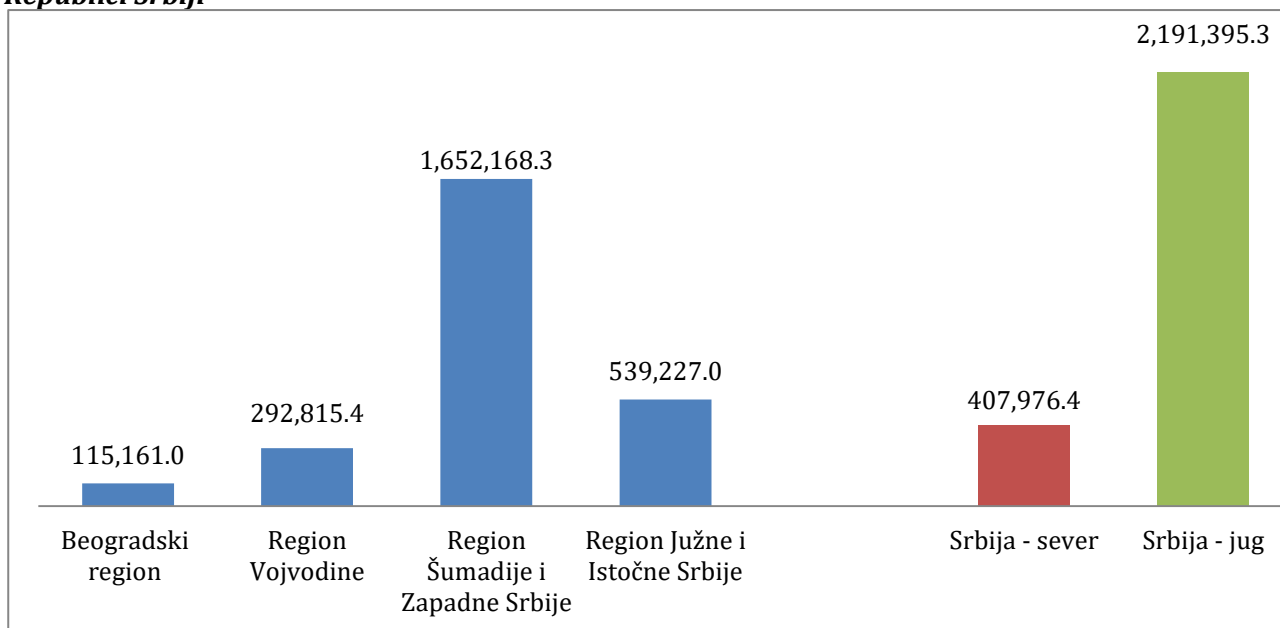
Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Uzimajući u obzir raspodelu primljenih podsticaja za biljnu proizvodnju po gazdinstvu, primetno je da su gazdinstva sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever raspolagala u proseku sa 362,0 EUR, dok je isti prosek za gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug iznosi 294,7 EUR/RPG. Republički prosek je iznosio 301,0 EUR/RPG. S druge strane, prosek na NUTS2 nivou za Vojvodinu i Beograd iznosio je 356,3 i 367,3 EUR/RPG respektivno, dok je isti prosek u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji, odnosno Južnoj i Istočnoj Srbiji iznosio 302,3 i 280,2 EUR/RPG respektivno.

Pored navedenih podsticaja, vredno je još navesti i podsticaje za tov koji su učestvovali sa 6,0% u sumi ukupnih podsticaja koji su isplaćeni RPG na kojima se organizovala proizvodnja mleka u 2019. godini. Ukupna suma isplaćenih podsticaja za tov na nivou cele Srbije je iznosila 2.599.372 EUR, od čega je 15,7% pripalo gazdinstvima sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever, donosno 84,3% koliko su dobila gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug.

Ovde je interesantno da su gazdinstva sa teritorije Vojvodine učestvovala sa 11,3% za razliku od 4,4% koliko su dobila gazdinstva sa teritorije Beograda. S druge strane, gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije su učestvovala sa 63,6%, dok su gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije učestvovala sa 20,7%. Grafikon 20 predstavljen u nastavku prikazuje raspodelu ukupno plasiranih subvencija za tov u 2019. godini po regionima Republike Srbije na NUTS1 i NUTS2 nivou.

Grafikon 20. Regionalna raspodela ukupne sume isplaćenih podsticaja za tov u 2019. godinu u Republici Srbiji



Izvor: obrada autora na osnovu podataka Ministarstva poljoprivrede, vodoprivrede i šumarstva

Posmatrajući raspodelu subvencija za tov po gazdinstvu, zabeleženo je da su gazdinstva sa teritorije Vojvodine ostvarila u proseku 456,1 EUR/RPG, što govori da se na ovoj teritoriji u najvećoj meri kombinuje proizvodnja mleka i tov junadi. Gazdinstva sa teritorije Beograda, Šumadije i Zapadne Srbije, kao i Južne i istočne Srbije u proseku su ostvarivala podsticaje za tov u iznosima od 167,4, 194,9 i 121,3 EUR/RPG respektivno.

Suma ostalih podsticaja zajedno sa podsticajima za osiguranje, odnosno subvencijama na investicije je takoreći zanemarljiva. Naime, suma navedenih podsticaja za 2019. godinu usmerenih ka RPG na kojima se proizvodi mleko iznosila je 289.420 EUR. Samim tim, raspodela navedenih podsticaja neće biti predmet dalje analize.

U skladu sa prethodno navedenim, može se istaći da u sektoru mlečnog govedarstva u najvećoj meri učestvuju gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug. U okviru NUTS1 regiona Srbija – jug, posebno se izdvaja Šumadija i Zapadna Srbija, a značajno učešće je i Južne i Istočne Srbije. Samim tim, RPG sa navedenih teritorija uzimaju znatno veće učešće u raspodeli ukupno primljenih podsticaja usmerenih ka mlečnom govedarstvu.

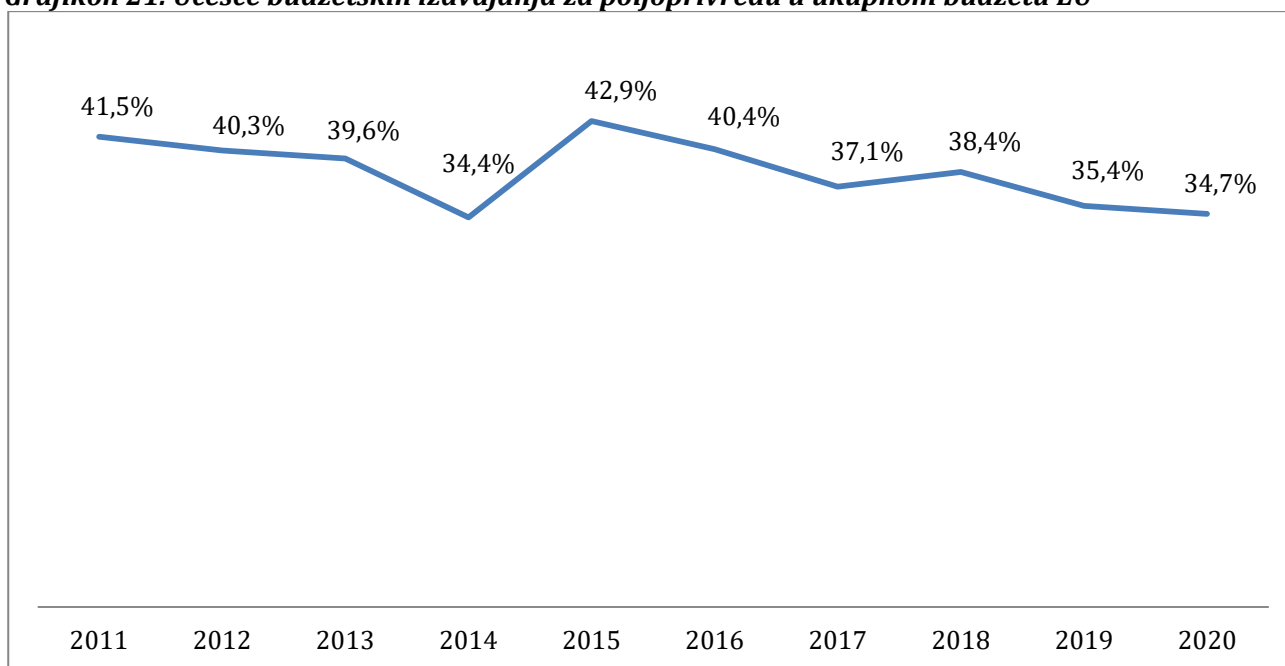
Ipak, primetno je da RPG sa teritorije NUTS1 regiona Srbija – sever, ostvaruju veći stepen produktivnosti koji se prevashodno može potvrditi većom količinom proizvedenog mleka po MK i većom ekonomskom veličinom. Bez obzira na region kojem RPG usmerena ka mlečnom govedarstvu pripadaju, primetno je da su utvrđeni proseci na relativno niskom nivou, naročito u odnosu na proizvođače mleka iz Evropske unije. Samim tim, nameće se potreba za identifikacijom faktora od uticaja koji determinišu proizvodnju mleka u Republici Srbiji, a sve sa ciljem unapređenja proizvodnih i finansijskih rezultata posmatranih gazdinstava.

2.3. Zajednička agrarna politika i približavanje Republike Srbije u domenu sektora mlečnog govedarstva

Zajednička agrarna politika (ZAP), predstavlja jednu od osnovnih zajedničkih sektorskih politika na kojima počiva zajednica evropskih država, odnosno Evropska unija (EU). Iako su se od definisanja prvih zakonskih okvira iz 1962. godine, ciljevi i mehanizmi podrške menjali, ZAP je zadržala izražen protekcionistički karakter. U prilog navedenom govori činjenica da se najveći procenat godišnjih budžetskih izdvajanja od osnivanja EU, odnose upravo na agrarni sektor.

U skladu sa prethodno navedenim, grafikon 21 prikazuje kretanje učešća ukupnih budžetskih izdvajanja za poljoprivredu u ukupnom budžetu EU, za period od 2011. do 2020. godine. Prosečno učešće sredstava namenjenih finansiranju poljoprivrede u ukupnom budžetu EU iznosi 38,5%, što predstavlja u proseku 58,8 milijardi EUR²⁷. U periodu koji prethodi navedenom, izdvajanja iz budžeta EU za podršku agrarnom sektoru su bila još veća, pa su se '80-ih godina XX veka kretala u intervalu od 70 do 80%²⁸. U današnje vreme, primetno je da se učešće izdvojenih sredstava za finansiranje poljoprivrede smanjuje, što je svakako u skladu sa dugoročnom ekonomskom politikom EU, ali i generalnim razvojem ostalih sektora privrede.

Grafikon 21. Učešće budžetskih izdvajanja za poljoprivredu u ukupnom budžetu EU



Izvor: Official Journal of the European Union, 2011-2020

Imajući u vidu osnovni cilj ZAP, odnosno obezbeđivanje prehrambene sigurnosti ukupnog stanovništva EU, značaj poljoprivredne proizvodnje u EU može se sagledati i kroz učešće u ukupno ostvarenoj bruto dodatoj vrednosti, kao i procentu angažovane radne snage u ukupno raspoloživom broju radno aktivnog stanovništva.

²⁷ Obračun autora na osnovu zakonskih akata u vezi sa budžetima EU za period 2011-2020. godine (European Commission, *DEFINITIVE ADOPTION of the European Union's general budget, 2011-2020*, Official Journal of the European Union, 2011/125/EU, 2012/70/EU, 2013/102/EU, 2014/67/EU, 2015/339, 2016/150, 2017/292, 2018/251, 2019/333, 2020/227).

²⁸ Lang T. & Schoen Victoria (2016), *Food, the UK and the EU: Brexit or Bremain?*, Food Research Collaboration, pp. 12, ISBN: 978-1-903957-14-1.

Iako se najveći procenat budžetskih izdvajanja odnosi na poljoprivrednu proizvodnju, bitno je napomenuti da je prosečno ostvarena bruto dodata vrednost poljoprivredne proizvodnje, za period od 2011-2020. godine, 27 zemalja članica EU na nivou od 207 milijardi EUR uz tendenciju rasta po stopi od 1,5% na godišnjem nivou, što predstavlja u proseku 1,9% udela u ukupno ostvarenom bruto dodatoj vrednosti EU²⁹.

S druge strane, broj radno aktivnog stanovništva u oblasti poljoprivrede je na prosečnom nivou od 8,1 miliona, za period od 2011-2020. godine, uz tendenciju pada po prosečnoj stopi od 2,4% na godišnjem nivou. S tim u vezi, bitno je istaći da učešće radno aktivnog stanovništva u okviru poljoprivredne delatnosti u ukupnom broju radno aktivnog stanovništva, za period od 2011-2020. godine, iznosi 4,3%³⁰.

U periodu koji je usledio nakon 1962. godine i definisanja prvih zakonskih okvira u domenu agrarnog sektora zemalja EU, podrška agrarnom sektoru je u najvećoj meri podrazumevala cenovnu podršku uz podsticanje izvoza poljoprivredno prehrambenih proizvoda. Pored cenovne podrške i subvencionisanog izvoza, mere ZAP-a su imale izražen protekcionistički karakter u pogledu uvoza poljoprivredno prehrambenih proizvoda što se opravdavalo zaštitom dohotka poljoprivrednih proizvođača unutar EU.

Ipak, postojeće mere agrarne politike EU su često bile predmet kritike spoljnotrgovinskih partnera, posebno zemalja članica Svetske trgovinske organizacije (STO) izvan Evropske unije. Takođe, postojeće mere su prouzrokovale hiperprodukciju poljoprivrednih proizvoda ali i neravnomernu raspodelu dohotka između proizvođača u različitim regijama EU. Samim tim, pod uticajem kako unutrašnjih tako i spoljnih pritisaka, prva značajnija i do tada najradikalnija reforma ZAP-a započeta je 1992. godine (Mekšerijeva reforma).

Sušтина Mekšerijeve reforme je bila zasnovana na prelasku sa cenovne podrške na direktnu podršku poljoprivrednim proizvođačima, što je predstavljalo osnovu za uspostavljanje sistema ekonomskih mera podrške agrarnom sektoru kroz različite vidove podsticaja poljoprivrednim proizvođačima kakav poznajemo i u današnje vreme. Suština navedene reforme ogledala se kroz uvođenje mera podrške poljoprivrednim proizvođačima u vidu direktnih plaćanja uz napuštanje sistema garantovanih cena i subvencionisanog izvoza. Efekti Mekšerijeve reforme su svakako bili vidljivi u periodu koji je usledio kroz redukciju cena poljoprivrednih proizvoda, kao i smanjenja zaliha poljoprivrednih proizvoda. Međutim, kako su cene poljoprivrednih proizvoda i dalje bile iznad referentnih cena na svetskom tržištu, uz i dalje visoka budžeta izdvajanja za podršku agrarnom sektoru, neminovno su usledile nove reforme agrarne politike EU.

Kasnije reforme koje su poznatije kao Agenda 2000, Fišlerova reforma iz 2003. godine, kao i reforme iz 2007. i 2013. godine, imale su za cilj postepeno prilagođavanje ZAP-a svetskim trgovinskim tokovima, uz davanje posebnog značaja ruralnom razvoju i očuvanju životne sredine. Na taj način, kroz navedene reforme definisana su dva osnovna pravca (stuba) podrške agrarnom sektoru, na osnovu čega su formirana dva odvojena fonda preko kojih se finansiraju programi ZAP-a.

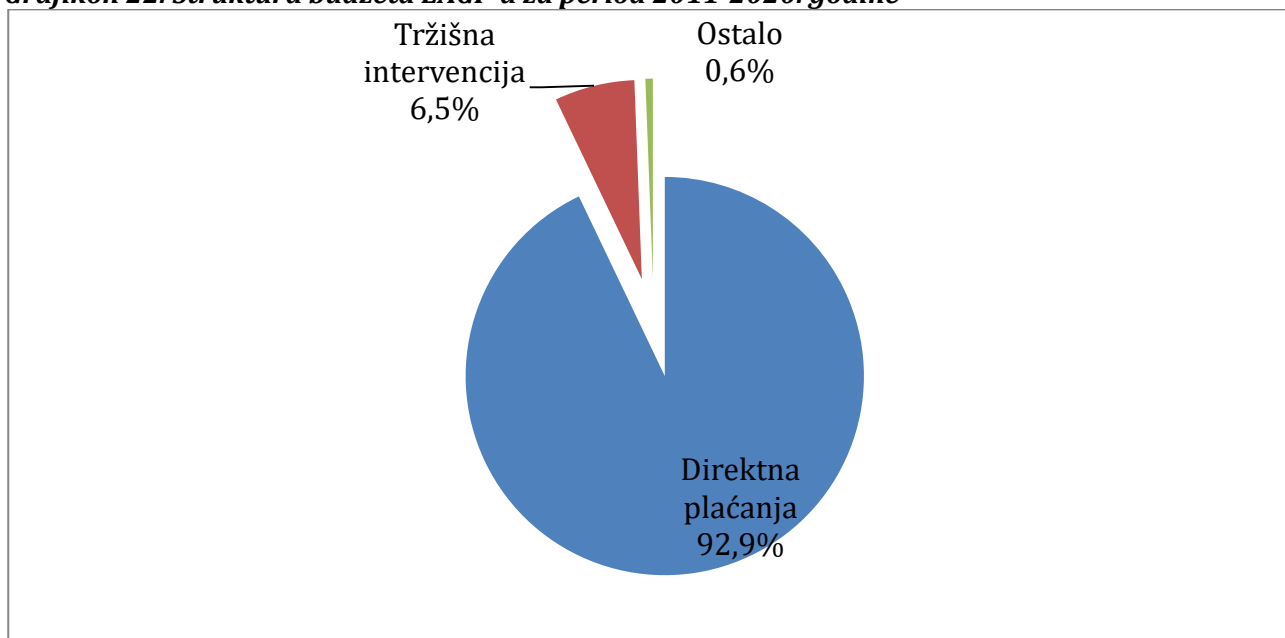
Prvi stub ZAP-a koji se finansira iz fonda za direktnu podršku poljoprivredi (*engl. European Agriculture Guarantee Fund – EAGF*), podrazumeva direktnu podršku poljoprivrednim proizvođačima zajedno sa merama koje imaju za cilj podsticanje konkurentnosti kroz tržišnu intervenciju. Pored navedenog, iz ovog fonda se finansiraju administrativni rashodi u području politike poljoprivrede i ruralnog razvoja, revizija rashoda koji se finansiraju iz EAGF-a, kao i strategija i koordinacija politike u području politike poljoprivrede i ruralnog razvoja.

²⁹ Obračun autora na osnovu podataka Eurostat-a za period 2011-2020. godine, <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

³⁰ Ibid.

Ubedljivo najveći deo učešća u ukupnim rashodima EAGF-a, odnosi se na podršku poljoprivrednim proizvođačima kroz direktna plaćanja. U proseku, za period od 2011. do 2020. godine, učešće izdvajanja za direktna plaćanja je na nivou od 92,9%. Rashodi koji se odnose na poboljšanje konkurentnosti poljoprivrednog sektora kroz intervencije na poljoprivrednim tržištima u proseku učestvuju sa 6,5%, dok na ostale rashode odlazi u proseku 0,6% ukupnog budžeta EAGF³¹. Grafikon 22 prikazuje strukturu budžeta EAGF-a za period 2011-2020. godine.

Grafikon 22. Struktura budžeta EAGF-a za period 2011-2020. godine



Izvor: Finansijski izveštaji budžeta EAGF-a za period 2011-2020. godine

Prosečna vrednost budžeta fonda iz kojeg se finansira prvi stub ZAP-a, za posmatrani desetogodišnji period iznosi 44,5 milijardi EUR. S tim u vezi, prosečna vrednost sredstava koja se izdvajaju za direktnu podršku poljoprivrednim proizvođačima iznosi 41,3 milijardi EUR, dok je prosečna vrednost sredstava koja se odnosi na podršku razvoja konkurentnosti kroz tržišne intervencije na nivou od 2,9 milijardi EUR³².

Najvažnija mera podsticaja u vidu direktnih plaćanja ima za cilj neposrednu podršku dohotka poljoprivrednih proizvođača. Ovde je bitno istaći da iznos direktnih primanja zavisi i od toga u kolikoj meri poljoprivredni proizvođači poštuju propise vezane za zaštitu životne sredine, zdravstvenu bezbednost hrane i dobrobit domaćih životinja.

Značaj direktnih plaćanja u kontekstu sprovedenih reformi, ogleda se kroz napuštanje sistema subvencija čija je visina određena obimom proizvodnje sa ciljem da proizvođači plan proizvodnje za naredni period usklade sa potrebama tržišta.

Druga po važnosti grupa podsticaja koja se finansira kroz I stub podrške poljoprivredi, odnosi se na podršku koja za cilj ima poboljšanje konkurentnosti poljoprivrednog sektora kroz intervencije na poljoprivrednim tržištima. Navedena grupa podsticaja ima za cilj da kroz različite programe utiče na ublažavanje posledica čestih promena na svetskom tržištu poljoprivrednih proizvoda.

³¹ Obračun autora na osnovu finansijskih izveštaja budžeta EAGF za period 2011-2020.

³² Ibid.

U okviru drugog stuba ZAP-a posebna pažnja je posvećena podršci ruralnom razvoju kroz jačanje konkurentnosti, očuvanju životne sredine i poboljšanju standarda života poljoprivrednih proizvođača. Drugi stub ZAP-a finansira se iz posebnog fonda koji služi za finansiranje mera ruralnog razvoja (*engl. European Agriculture Fund and Rural Development - EAFRD*). U proseku, sredstva koja se izdvajaju za podršku ruralnom razvoju su na nivou od 14,3 milijardi EUR na godišnjem nivou³³. Ova grupa podsticaja odnosi se na mere podrške ruralnom razvoju ističući specifične potrebe i izazove sa kojima se suočavaju stanovnici ruralnih sredina.

Generalno posmatrano, za period od 2011-2020. godine, prosečno učešće I stuba podrške u ukupnim troškovima ZAP je na nivou od 76,1%, dok mere podrške iz II stuba učestvuju sa u proseku 23,9%³⁴.

Prema novom programu ZAP-a, za period od 2021. do 2027. godine, na snazi će biti slične vrste podsticaja koje je moguće svrstati u navedene tri grupe podsticaja koje će biti finansirane kroz I i II stub podrške poljoprivredi. Promene se odnose na ukupan iznos finansijskih sredstava namenjen finansiranju agrarnog sektora, koji će biti smanjen za 15% u odnosu na prethodni period.

U planu je da se za navedeni period utroši 365 milijardi EUR za finansiranje agrarnog sektora, tako da oko 80% tih sredstava bude utrošeno na tržišne mere i direktnu podršku poljoprivrednim proizvođačima, dok je 20% ukupno raspoloživih sredstava namenjeno podršci ruralnom razvoju. Takođe, jedna od ključnih novina odnosi se na obezbeđivanje većeg stepena nezavisnosti državama članicama da u okviru ponuđenih instrumenata podrške agraru, izaberu one mehanizme koji najviše odgovaraju njihovim specifičnim razvojnim potrebama. Navedene novine su pre svega posledice povećanja broja zemalja članica EU i prisutnim razlikama u pogledu razvijenosti agrarnog sektora u zemljama članicama EU³⁵.

2.3.1. Sektor mlečnog govedarstva u EU

Mlečno govedarstvo u zemljama EU predstavlja jednu od najznačajnijih grana poljoprivredne proizvodnje sa prosečnim učešćem od 13,6% u ukupnoj vrednosti poljoprivredne proizvodnje za period od 2011-2020. godine. Na teritoriji EU proizvodi se oko 144,6 miliona tona mleka u proseku na godišnjem nivou, čija vrednost u proseku iznosi oko 49,5 milijardi EUR (grafikon 23)³⁶.

Gotovo sve proizvedene količine se dalje distribuiraju do mlekara čiji ukupan broj na teritoriji EU iznosi oko 12.000 i u okviru kojih je dodatno zaposleno oko 300.000 stanovnika EU. Ukupan broj mlečnih krava na teritoriji EU iznosi 21,3 miliona grla, a najveći proizvođači mleka su Nemačka, Francuska, Holandija, Poljska i Italija koji obezbeđuju tri četvrtine ukupne proizvodnje mleka sa teritorije EU³⁷. Proizvodnja mleka je na najvišem nivou u severnim delovima EU, a najzatuplenija rasa mlečnih krava je Holštajn-frizijsko govedo, koje predstavlja vodeću mlečnu rasu goveda u svetu. Prosečna veličina farme, kao i prinosi mleka po kravi značajno osciliraju u zavisnosti regiona EU. Severni delovi EU i zemlje Zapadne Evrope tradicionalno ostvaruju visoke prinose mleka koji se kreću između 7.000 i 9.000 litara mleka po kravi godišnje. S druge strane, južni delovi EU u proseku ostvaruju prinos koji se kreće između 3.500 i 4.500 litara mleka godišnje po kravi.

³³ Obračun autora na osnovu finansijskih izveštaja budžeta EAFRD, za period 2011-2020. godine.

³⁴ Obračun autora na osnovu zakonskih akata u vezi sa budžetima EU za period 2011-2020. godine.

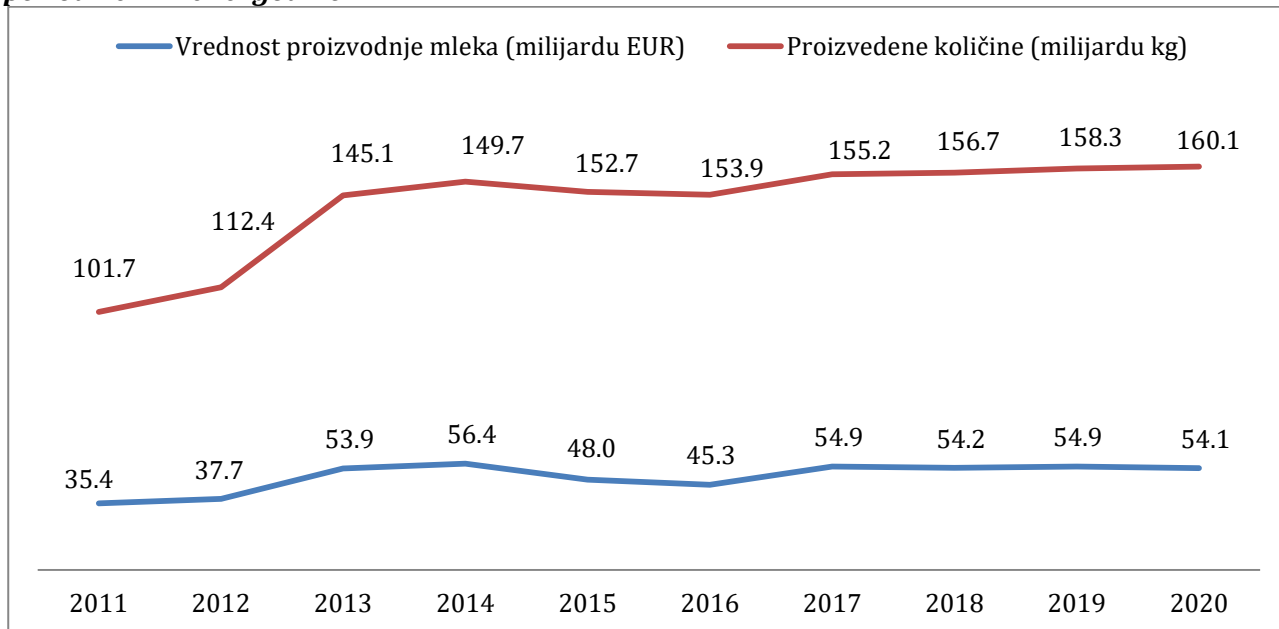
³⁵ Đurić Katarina (2021), *Agrarna politika*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu.

³⁶ Obračun autora na osnovu podataka Eurostat-a za period 2011-2020. godine, <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

³⁷ Ibid.

Prosečna veličina farme u Severnom delu EU iznosi 55 mlečnih krava po farmi, dok je taj prosek u južnom delu EU na nivou od 9 mlečnih krava po farmi³⁸. Mleko koje se isporučuje mlekarama dalje se prerađuje u sveže proizvode koji su dostupni stanovništvu u urbanim sredinama. Pored proizvodnje mleka za piće, na tržištu mlečnih proizvoda mogu se pronaći i drugi sveži proizvodi poput jogurta, mlečnih namaza, putera, sira, mleka u prahu i sl.

Grafikon 23. Ukupno proizvedene količine mleka i ostvarena vrednost proizvodnje mleka, za period 2011-2020. godine



Izvor: Eurostat, 2011-2020

U skladu sa prethodno navedenim, ZAP zemalja EU propisuje brojne mere koje su usmerene ka neposrednoj podršci proizvođačima, ublažavanju čestih promena na tržišta mleka i generalnom razvoju ruralnih područja u okviru kojih egzistira sektor mlečnog govedarstva. U periodu nakon uspostavljanja zajednice Evropskih zemalja, figurirao je veliki broj gazdinstava na kojima se proizvodilo mleko, a sami proizvođači mleka su bili dodatno motivisani garantovanim cenama koje su bile na višem nivou od cena mleka na svetskom tržištu.

Takva agrarna politika usmerena ka sektoru mlečnog govedarstva, prouzrokovala je hiperprodukciju mleka i mlečnih proizvoda, pa je 1984. načinjen zaokret u agrarnoj politici EU uvođenjem mlečnih kvota koje su imale za cilj da ograniče ukupnu proizvodnju mleka i zaustave trend rasta mleka i mlečnih proizvoda, s tim da je bitno napomenuti da su određeni mehanizmi cenovne politike zadržani kroz interventne cene. Ipak, kako su mere tržišne regulacije često bile predmet spora, naročito sa spoljnotrgovinskim partnerima, ali i predmet kritike proizvođača mleka unutar EU, usled trenda rasta potrošnje mleka i mlečnih proizvoda, najpre je 2003. godine napušten sistem interventnih cena, a zatim 2015. godine i sistem mlečnih kvota.

S tim u vezi 2010. godine, uveden je niz novih mera koji je imao za cilj podršku sektoru mlečnog govedarstva u vidu postepenog prilagođavanja merama koje zamenjuju mlečne kvote i uopšteno poboljšanju položaja proizvođača mleka na tržištu. Pre svega, uvedena je mogućnost da države članice EU, rasterete proizvođače mleka ugovornih obaveza sa otkupljivačima mleka, uvodeći mogućnost uspostavljanja kratkoročnih ugovora. Na taj način, položaj proizvođača u pregovorima sa otkupljivačima je značajno poboljšao, jer je pružena mogućnost zajedničkog nastupa kroz različite organizacije i neposrednog dogovaranja u vezi sa cenom mleka.

³⁸ Ibid.

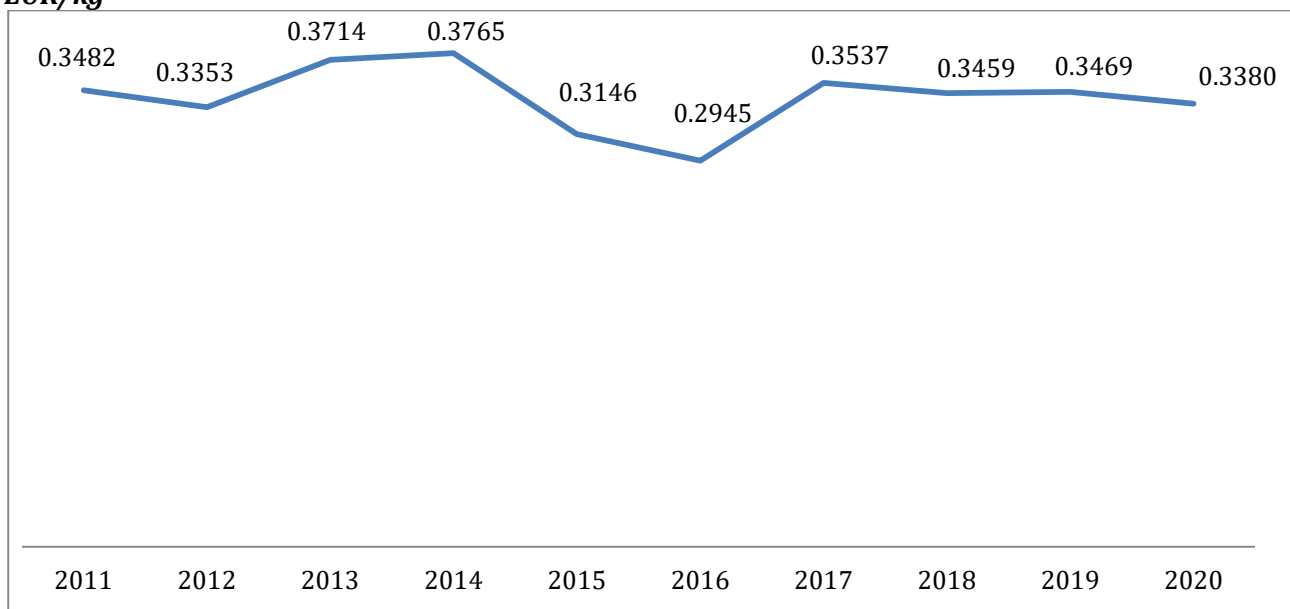
Vrlo brzo, nove mere podrške sektoru mlekarstva su dale željeni efekat, pa je i cena mleka dostigla rekordni nivo 2014. godine kada je iznosila 0,3714 EUR po kg mleka, uz tendenciju rasta i ukupno proizvedenih količina mleka za period između 2011-2014. godine (grafikon 24)³⁹.

Dodatni razlozi za povećanjem cena mleka bila je uvećana potražnja za mlekom i mlečnim proizvodima, naročito od strane Kine. Značajno veća cena mleka prouzrokovala je i veću produkciju, ali usled novih nepredviđenih okolnosti usledio je krah tržišta i mnogi proizvođači su se našli u neprijatnoj situaciji usled naglog pada cene u periodu koji je usledio, konkretno u 2015. i 2016. godini.

Razlozi koji se navode kao uzrok krize na tržištu mleka su brojni. Pre svega, ističu se sankcije koje su uvedene od strane Rusije, a koje su bile odgovor na sankcije koje su prema Rusiji uvele zemlje EU nakon aneksije Krima. Zatim, smanjenje cena nafte i samim tim značajnim padom izvoza mleka u zemlje koje su vodeći izvoznici nafte. Generalno, izvoz mleka u Kinu je takođe opao, što nameće zaključak da se očekivani rast potražnje za mlekom i mlečnim proizvodima nije ostvario⁴⁰.

Uopšteno govoreći, nakon popuštanja protekcionističkih mera ZAP, cene poljoprivrednih proizvoda su se značajno približile cenama na svetskom tržištu, što je i cenu mleka učinilo nestabilnijom. Celokupan globalni kontekst, doveo je do značajnog pada cene mleka u odnosu na 2014. godinu, na nivo od 0,2945 EUR po kg mleka, što je brojne proizvođače nateralo da napuste proizvodnju mleka, ali i nametnulo dodatne programe ZAP u vidu finansijske pomoći u sektoru mlečnog govedarstva. Dodatne mere koje su uvedene 2015. godine, pre svega su bile usmerene ka smanjenju proizvodnje mleka, što je 2017. godine dovelo do ponovnog rasta cene mleka koja je za tu godinu iznosila 0,3537 EUR po kg mleka, uz stabilizaciju proizvedenih količina mleka koje su ipak zadržale blagi trend rasta⁴¹. Grafikon 24 predstavljen u nastavku, prikazuje prosečne godišnje cene mleka u zemljama EU za period od 2011. do 2020. godine.

Grafikon 24. Prosečne godišnje cene mleka u zemljama EU, za period 2011-2020. godine, u EUR/kg



Izvor: Eurostat, 2011-2020

³⁹ Obračun autora na osnovu podataka Eurostat-a za period 2011-2020. godine, <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

⁴⁰ Laure Marie & Granier A. (2018), *The EU dairy sector Main features, challenges and prospects – BRIEFING*, European Parliamentary Research Service, European Parliament.

⁴¹ Ibid.

U skladu sa prethodno navedenim, nameće se zaključak da je tržište mleka u EU, nakon prilagođavanja mera agrarne politike trendovima svetskog tržišta postalo nestabilnije. Ovome je potrebno dodati i izazove koji se nameću proizvođačima u skladu sa klimatskim promenama koje dovode do čestih suša i prouzrokuju dodatne destabilizacije na tržištu mleka usled nedostatka stočne hrane i proizvodnje mleka smanjenog kvaliteta.

S jedne strane, napuštanje sistema cenovne podrške, približilo je poljoprivredne proizvođače ZAP-u, tako što se povećala zavisnost ostvarenog prihoda od primljenih podsticaja. Takođe, ukidanje kvota za mleko, povećalo je rizik poslovanja jer su time proizvođači mleka u EU iskoračili na svetsko tržište, što je od njih iziskivalo izvesne promene u planiranju proizvodnje i uzimanju učešća u pregovorima sa otkupljivačima mleka. S druge strane, benefit od prilagođavanja mera agrarne politike EU trendovima svetskog tržišta, osetili su otkupljivači mleka, kao i potrošači usled smanjenja otkupne i maloprodajne cene mleka.

Na taj način, nameće se zaključak da se posebna pažnja obrati na organizaciju proizvodnje sa aspekta povećanja efikasnosti poslovanja i redukcije troškova. Proizvođači mleka su time primorani da se organizuju u kooperacije, kako bi na tržište izašli sa većim količinama, što im dalje pruža veću nezavisnost u pregovaračkim procesima sa otkupljivačima mleka. Udruživanje podrazumeva i ujednačavanje kvaliteta, odnosno standardizaciju proizvodnje, što još jednom ukazuje na potrebu za preciznom organizacijom same proizvodnje. U tom pogledu, reforma ZAP zemalja EU je kroz nekoliko ključnih propisa imala su za cilj da osnaži proizvođače mleka u pregovaračkim procesima sa otkupljivačima, ali i da motiviše proizvođače da se zadrže u sektoru mlečnog govedarstva i nastave sa kontinuiranom proizvodnjom mleka.

S tim u vezi, u okviru prvog stuba ZAP zemalja EU, proizvođači mleka ostvaruju pravo na direktan podsticaj koji za cilj ima očuvanje stabilnog prihoda proizvođača mleka, ali i odvajanje finansijske pomoći od ostvarenog obima proizvodnje. Dodatna podrška sektoru mlečnog govedarstva kroz različite programe podrazumeva brojne dodatne podsticaje, a sve u cilju prevazilaženja poteškoća i rizika sa kojima su proizvođači mleka suočeni izlaskom na svetsko tržište. Takođe, u okviru drugog stuba ZAP, proizvođači mleka mogu ostvariti pravo na dodatne podsticaje koji za cilj imaju razvoj ruralnih područja, a koji se ogledaju kroz dugoročnu stabilizaciju prihoda, očuvanju životne sredine, zdravlje ljudi i životinja, poboljšanju kvaliteta proizvoda poljoprivrede, ali i unapređenju životnog standarda stanovnika ruralnih područja.

Izražen protekcionistički karakter Zajedničke agrarne politike zemalja EU, pokazalo se nije dugoročno održiv koncept, naročito kada se u obzir uzmu trgovinski tokovi na svetskom nivou. S tim u vezi, STO je od njenog osnivanja, u čemu je učestvovala i EU, vršila snažan uticaj na ZAP sa ciljem liberalizacije tržišta i napuštanja mera koje se odnose na subvencionisani izvoz i zaštitu od uvoza poljoprivredno prehrambenih proizvoda na teritoriju EU. Kako bi odgovorila na zahteve spoljnotrgovinskih partnera, pre svega Kine i Sjedinjenih Američkih Država, ZAP je uvela brojne reforme koje su preusmerile fokus sa mera tržišne intervencije na direktnu podršku poljoprivrednim proizvođačima sa ciljem da se zaštite interesi poljoprivrednih proizvođača ali i zadrži centralna pozicija u STO.

Pitanjima spoljne trgovine, u ime zemalja EU bavi se posebno organizovana Komisija, koja delujući kao jedinstven entitet u okviru STO pregovara u ime svih članica EU. S tim u vezi, Lisabonskim sporazumom iz 2007. godine, dodatno su usaglašene nadležnosti zajedničke Komisije i zemalja EU posebno.

Osnivanje Svetske trgovinske organizacije (*engl. World Trade Organization – WTO*), vezuje se za 1995. godinu kao rezultat Urugvajске runde pregovora koja je imala za cilj uređivanje međunarodnog trgovinskog sistema. Pre konstituisanja STO, važio je Opšti sporazum o carinama i trgovini (*engl. The General Agreement on Tariffs and Trade – GATT*), koji je bio jedini važeći međunarodni sporazum iz oblasti trgovine. Istorijski značaj GATT-a ogleda se kroz uspostavljanje prvih međunarodnih protokola na svetskom nivou iz oblasti trgovine nakon Drugog svetskog rata. Može se reći da je GATT uticao na ekonomski rast zemalja potpisnica Sporazuma i osvetlio put ekonomskog razvoja mnogih manje razvijenih zemljama.

Uspostavljanjem STO, međunarodni trgovinski sistem je dodatno unapređen, a u vezi sa tim definisano je 6 osnovnih pravnih dokumenata. U današnje vreme, STO predstavlja jedini regulatorni okvir za međunarodnu trgovinu uključujući 164 od ukupno 193 država sveta. Fokus je usmeren na jačanje transparentnosti u međunarodnoj trgovini što omogućava predvidljivost uslova za odvijanje trgovine. Zatim, cilj je otvaranje novih tržišta, što je od posebnog značaja za manje razvijene zemlje koje nemaju dovoljno kapaciteta da sklupaju i održavaju odnose sa svim zemljama. Pored navedenog, STO omogućava formiranje koalicija između zemalja kako bi zajednički zastupale određene stavove, što je dodatno ojačano efikasnim sistemom rešavanja sporova⁴².

Među sporazumima koji definišu sistem međunarodne trgovine, figurira i Sporazum o poljoprivredi, čija suština se zasniva na tarifikaciji (prevođenje nekarinskih ograničenja na carine) i postepenim ukidanjem izvoznih subvencija. Posmatrajući ovaj sporazum iz ugla ZAP, primetno je da se u značajnoj meri kosi sa protekcionističkim karakterom podrške agrarnom sistemu. Samim tim, ne čudi potreba ZAP zemalja EU za kontinuiranim reformama i usaglašavanjem sopstvenih interesa sa pravilima STO.

Interes EU članstvom u STO, ogleda se kroz učešće u razvoju međunarodnog trgovinskog sistema sa ciljem da se definiše model efikasne međunarodne trgovine zasnovane na vladavini prava. Drugim rečima, cilj je da se osigura sistem u okviru kojeg će biti obezbeđen pravičan pristup tržištima izvan EU, u skladu sa održivim ekonomskim rastom kako u okviru granica EU, tako i u trećim zemljama, naročito manje razvijenim. Za sve to je potrebno međunarodno regulativno telo koje će imati arbitražu nad eventualnim sporovima sa kojima se EU u prošlosti suočavala u značajnoj meri, a što opet proizilazi iz pretežno protekcionističkog karaktera zvanične ekonomske politike EU i u okviru nje zajedničke agrarne politike. Takođe, EU svoj interes pronalazi i u saradnji sa zemljama izvan granica EU ističući važnost trgovine sa zemljama kojima je to najpotrebnije, što dugoročno posmatrano otvara nova tržišta i predstavlja čvrstu osnovu za kontinuiranim razvojem EU⁴³.

Za Republiku Srbiju, uključivanje u STO predstavlja uslov za ulazak u EU. Do sada, nijedna zemlja EU nije naknadno postal član STO, već je procesu priključivanja EU prethodio proces usklađivanja nacionalnog zakonodavstva sa pravilima STO. Proces uključivanja Srbije u STO započet je 2005. godine, a sam proces podrazumeva dva nivoa pregovora: multilateralni i bilateralni. Na bilateralnom nivou Republika Srbija je ispunila postavljene uslove i dobila nepohodnu podršku svih zemalja zainteresovanih za tržište Srbije, s tim da je neophodno imati na umu da se produžavanjem procesa priključenja otvara mogućnost dodatnih koncesija u bilateralnim pregovorima.

⁴² https://www.wto.org/english/res_e/res_e.htm.

⁴³ https://policy.trade.ec.europa.eu/eu-trade-relationships-country-and-region/eu-and-wto_en.

Ipak, za sada najveća prepreka na multilateralnom nivou jeste stav srpskog zakonodavstva na osnovu kojeg se isključuje mogućnost prometa genetski modifikovanih organizama. Naime, pravila STO isključuju apsolutnu zabranu uvoza ili izvoza bilo kojeg proizvoda za koji ne postoji jasno naučno utemeljenje da šteti ljudskom zdravlju, pa prema pravilima STO postojeća zbarana nije osnovana⁴⁴.

Ukoliko bi se postojeća prepreka po pitanju prometa genetski modifikovanih organizama u narednom period prevazišla, otvaraju se dodatna pitanja kakav bi to efekat imalo na agrarni sistem Republike Srbije, čemu je potrebno posvetiti posebnu pažnju. Postojeći problem je u senci realnog stanja na tržištu poljoprivrednih i prehrambenih proizvoda u Republici Srbiji, jer se ne može sa sigurnošću tvrditi da je Srbija u potpunosti izolovana od prisustva genetski modifikovanih organizama. Iako zabrana prometa genetski modifikovanih organizama predstavlja socijalno poželjan stav u društvu koje je podložno skepticizmu, neophodno je razmotriti opcije i definisati razvojnu politiku kojima se ne krše pravila STO, a opet vode unapređenju agrarnog sistema Republike Srbije. Stiče se utisak da je neophodna javna rasprava koju bi vodili stručna lica i kompetentne institucije, kroz sagledavanje propuštenih šansi za ekonomskim razvojem u prošlosti i eventualnim negativnim efektima koji bi nastali.

Sa aspekta mera podrške agrarnom sistemu Republike Srbije, imajući u vidu skromnu i nesinhronizovanu podršku poljoprivrednim proizvođačima, pristupanje ZAP trenutno ukazuje na višestruke benefite. Navedeni benefiti se ogledaju kroz šansu za povećanjem dohotka poljoprivrednih proizvođača u skladu sa prvim stubom podrške, ali i sistemskom razvoju ruralnih sredina i modernizaciji proizvodnje koji je podržan kroz drugi stub podrške. Prethodno, uključivanje Republike Srbije u STO moglo bi dovesti do otvaranja novih tržišta i novih razvojnih šansi, dok eventualne promene u trenutnom sistemu podrške agrarnom sektoru koji je svakako skroman, teško da mogu dovesti do značajnijih destabilizacija. U prilog navedenom, govore i činjenice da se Republika Srbija ne služi carinskim barijerama po pitanju uvoza poljoprivrednih proizvoda, iako zakonodavstvo prepoznaje i takve insutrumente. Imajući u vidu minorne mogućnosti za uticajem Srbije na svetskom tržištu poljoprivrednih i prehrambenih proizvoda, ostavljena mogućnost za tržišnom intervencijom u srpskom zakonodavstvu ima pre svega funkciju zaštite dohotka poljoprivrednih proizvođača. Samim tim, zaključak je da je zaštitu interesa agrarnog sektora smislenije tražiti u razvojnim aktivnostima i integracijom u svetske trgovinske tokove koji podrazumevaju izvesne promene u zakonodavstvu, a koje u realnosti ne bi značajnije ugorzile dohodak poljoprivrednih proizvođača.

⁴⁴ Jelisavac – Trošić Sanja (2018), *The world trade organization accession as one of the Serbian foreign policy goals*, International Problems, Vol. 70, Issue 1, pp. 28-46.

3. TEHNIČKA EFIKASNOST POLJOPRIVREDNIH GAZDINSTAVA

3.1. Pojam i definicija tehničke efikasnosti

Metodološki okvir ocene tehničke efikasnosti najbolje je predstaviti sa aspekta ocene ukupne produktivnosti kao sveobuhvatnog pokazatelja uspešnosti poslovanja proizvodnih subjekata koji su predmet analize. Generalno, produktivnost se može posmatrati kao stopa transformacije ukupno raspoloživog inputa u ukupno ostvareni autput. Samim tim, nameću se dva ključna pitanja: kako oceniti promenu produktivnosti i kako dekomponovati tu promenu. Prvo pitanje je od izuzetne važnosti za agrarnu politiku, dok je drugo pitanje važno kako bi se definisali pokretači ekonomskog rasta i identifikovali izvori promene produktivnosti⁴⁵.

Produktivnost se najjedostavnije može izraziti iz odnosa ostvarenog autputa i angažovanog inputa. Uključivanjem cena za ostvareni autput i angažovani input, moguće je definisati meru profitabilnosti koja je precizniji pokazatelj uspešnosti poslovanja proizvodnih subjekata, naročito prilikom komparacije više različitih proizvođača čija je tehnologija proizvodnje na sličnom nivou. Ipak, u uslovima tržišne ekonomije gde figuriraju različite cene za različite proizvođače, a opet imajući u vidu nekonkurentske inhibicije različitih subjekata na tržištu, nominalno bolju profitabilnost ostvaruju proizvođači koji uspevaju da izdejstvuju bolje uslove poslovanja sa aspekta ostvarenih troškova i realizovane prodaje, što je često privilegija "velikih" proizvođača. Samim tim, kako bi se identifikovali realni činioци ostvarene produktivnosti, cene je najbolje ostaviti po strani, a fokus preusmeriti na izvore promene produktivnosti⁴⁶.

Promena produktivnosti koja može biti pozitivna ili negativna, u osnovi se može dekomponovati na promene u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti i tehnički progres⁴⁷. S jedne strane, tehnička efikasnost meri sposobnost donosioca odluka da ostvari maksimalni autput uz određeni nivo angažovanog inputa (ili da minimizira utrošak inputa za dati nivo autputa) u postojećim uslovima proizvodnje, odnosno za datu tehnologiju proizvodnje. Na taj način, za tehničku efikasnost može se reći da meri efekat sposobnosti donosioca odluka na ostvarene promene produktivnosti. S druge strane, tehnički progres predstavlja promenu u proizvodnoj praksi koja za rezultat ima unapređenje proizvodnih rezultata, a koja je najčešće rezultat inovacija u proizvodnom procesu (tehnologiji proizvodnje) ili konkretnih investicija⁴⁸.

Kada je reč o poljoprivrednoj proizvodnji, ocenu tehničke efikasnosti je moguće izvesti na osnovu karakteristika donosioca odluka na poljoprivrednom gazdinstvu ili samih karakteristika poljoprivrednih gazdinstava. Takođe, faktori koji mogu imati indirektan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost su i mere agrarne politike (najčešće ekonomske) ili pak prirodni uslovi koji uslovljavaju karakteristike poljoprivrednih gazdinstava. Priroda

⁴⁵ Zhu X., Lansink A.O. (2009), *Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004*, Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22, 2009.

⁴⁶ Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donnell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.

⁴⁷ Nishimizu Mieko, Page J. (1978), *Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimension of Productivity change in Yugoslavia, 1965-78*, *The Economic Journal*, vol. 92, pp. 920-936.

⁴⁸ Bravo-Uerta B.E., Solís D., Moreira Lopez V.H., Maripani J.F., Thiam A., Rivas T. (2007), *Technical Efficiency in Farming: A Meta-Regression Analysis*, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 27. No. 1., pp. 57-72

navedenih faktora od uticaja, pruža mogućnost ocene tehničke efikasnosti u određenom vremenskom trenutku ili na osnovu relativno kratkog vremenskog perioda.

S druge strane, tehnički progres karakterišu promene u proizvodnom procesu odnosno proizvodnoj praksi koje se oslanjaju na inovacije u proizvodnji ili na investicijama u osnovna sredstva kao što su npr. investicije u mehanizaciju. Samim tim, kako bi se efekti tehničkog progresa izmerili, neophodan je duži vremenski period, što je često limitirajući faktor u empirijskim istraživanjima.

U skladu sa navedenim činjenicama i raspoloživim podacima za tek petogodišnji period, u fokusu istraživanja predstavljenog u ovoj disertaciji jeste isključivo ocena tehničke efikasnosti. Značaj ocene tehničke efikasnosti pored kvantifikovanja efekata na promenu u ostvarenoj produktivnosti, ogleda se i u činjenici da tehnička efikasnost predstavlja jednu od dve sastavne komponente ukupne ekonomske efikasnosti. Naime, ukupnu ekonomsku efikasnost proizvodnih subjekata moguće je izmeriti kao proizvod tehničke i alokativne efikasnosti, gde alokativna efikasnost ocenjuje sposobnost proizvođača da organizuju proizvodnju tako da angažovani inputi budu u optimalnoj proporciji, što znači da odnos marginalnih proizvoda za svaki par inputa bude jednak odnosu njihovih tržišnih cena⁴⁹. Ipak, kako je za obračun alokativne efikasnosti neophodno raspolagati sa podacima koji se odnose na cene korišćenih inputa u okviru svake proizvodne jedinice posebno (što u empirijskim istraživanjima često izostaje), alokativnu efikasnost pa posledično i ekonomsku efikasnost često nije moguće oceniti. Iz navedenih razloga, tehnička efikasnost koju ipak odlikuje nešto jednostavniji postupak ocene uz manje potrebnih informacija, predstavlja najčešće ocenjivan parametar u ekonomskoj i ekonometrijskoj literaturi koja se odnosi na analizu efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava.

Bez obzira na to da li se ocena tehničke efikasnosti izvodi za jedan ili više outputa u funkciji jednog ili više inputa, proizvodna tehnologija (S) se može predstaviti preko $N \times 1$ input vektora za nenegativne realne vrednosti u oznaci x i $M \times 1$ output vektora za nenegativne realne vrednosti u oznaci q . Na taj način, proizvodna tehnologija (S) može se definisati kao:

$$S = \{(x, q): x \text{ proizvodi } q\}.$$

U ekonometrijskoj literaturi, termin proizvodna tehnologija se koristi prilikom ocene modela gde figurira više outputa. S druge strane, termin proizvodna funkcija se koristi kada se ocenjuje model sa jednim outputom. Radi lakše formulacije tehničke efikasnosti u nastavku će se koristiti termin proizvodna tehnologija.

Proizvodna tehnologija S , takođe se može predstaviti preko funkcije svih proizvedenih outputa ($P(x)$) predstavljenih output vektorom q koje je moguće proizvesti upotrebom input vektora x :

$$P(x) = \{q: x \text{ proizvodi } q\} = \{q: (x, q) \in S\}.$$

Pretpostavke koje moraju biti ispunjene su sledeće:

- a) $0 \in P(x)$: moguće je proizvesti 0 outputa za dati skup inputa;
- b) nenulti output nije moguće proizvesti za nulti nivo inputa;
- c) ukoliko važi da $q \in P(x)$ i $q^* \leq q$ tada važi i $q^* \in P(x)$;
- d) ukoliko važi da q može biti proizvedeno na osnovu x , važi i da q može biti proizvedeno za svako x^* kada važi $x^* \geq x$;
- e) funkcija $P(x)$ je zatvorena;

⁴⁹ Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donnell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.

f) funkcija $P(x)$ je ograničena;

g) funkcija $P(x)$ je konveksna.

Ovde je bitno dodati da pretpostavka da je funkcija $P(x)$ ograničena, znači da nije moguće proizvesti neograničenu količinu outputa za dati nivo inputa. Takođe, pretpostavka da je funkcija $P(x)$ konveksna, znači da je moguće dobiti različite kombinacije outputa za različite nivoe inputa i da je ta funkcija konveksna za sve inpute x .

Slično, funkcija svih inputa ($L(q)$) na osnovu kojih je moguće proizvesti output vektor q , može se predstaviti na sledeći način:

$$L(q) = \{x: x \text{ proizvodi } q\} = \{x: (x, q) \in S\}.$$

Pretpostavke koje je potrebno ispuniti su sledeće:

a) funkcija $L(q)$ je zatvorena za sve nivoe outputa q ;

b) funkcija $L(q)$ je konveksna za sve nivoe outputa q ;

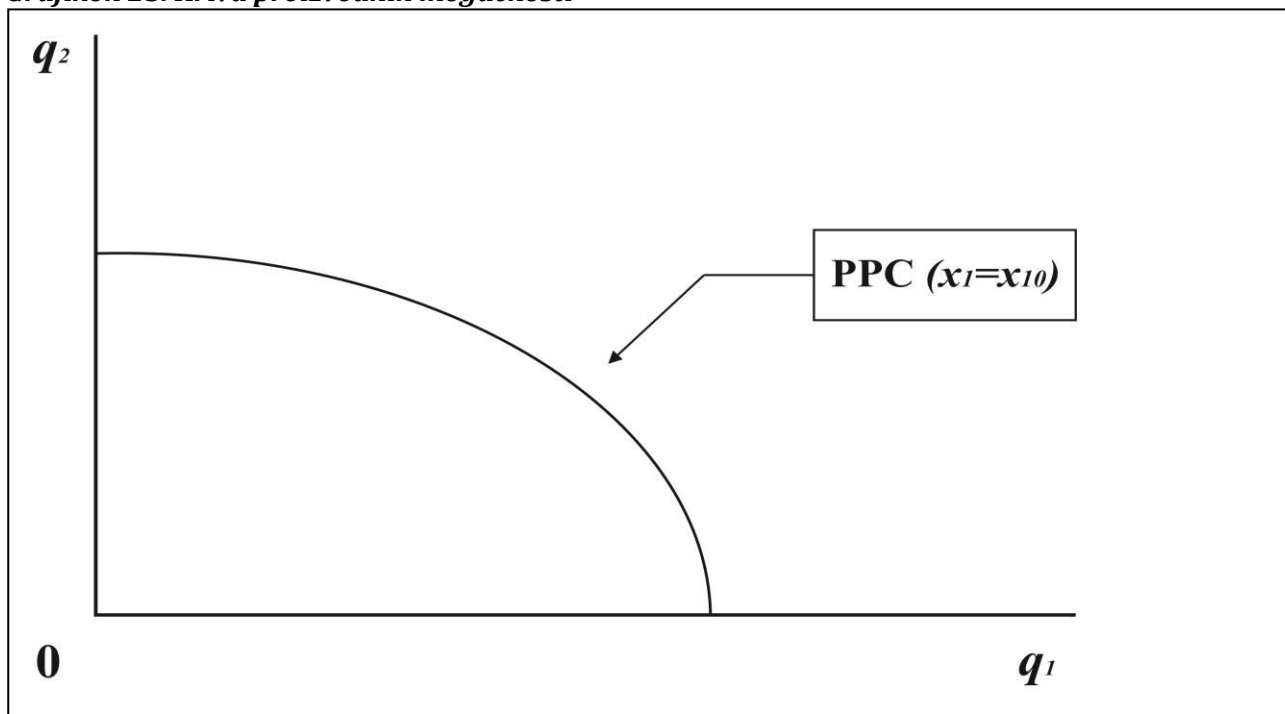
c) ukoliko važi da $x \in L(q)$, tada važi da za svako $\lambda \geq 1, \lambda x \in L(q)$;

d) ukoliko važi da $x \in L(q)$ i $x^* \geq x$, tada važi $x^* \in L(q)$.

Takođe, ukoliko je u proizvodnu funkciju neophodno uvrstiti i vremensku dimenziju, bitno je formulisati novi zapis navedenih postavki. U tom slučaju umesto $S, P(x)$ i $L(q)$ potrebno je pisati $S^t, P^t(x)$ i $L^t(q)$ respektivno.

U cilju jasnijeg poimanja proizvodne tehnologije, na grafikonu 25 je predstavljena uslovna funkcija jednog inputa u funkciji dva outputa što se može zapisati kao: $x_1 = g(q_1, q_2)$. Grafikon 25 prikazuje različite kombinacije ostvarenih outputa za određeni nivo datog inputa što je predstavljeno krivom proizvodnih mogućnosti u oznaci *PPC* (engl. *Production Possibility Curve*).

Grafikon 25. Kriva proizvodnih mogućnosti



Izvor: Coelli i sar., 2005

U slučaju analize proizvodne tehnologije većeg broja proizvodnih jedinica, definisana *PPC* kriva može se posmatrati kao nivo optimalne proizvodnje. U tom slučaju, ocena proizvodne tehnologije najvećeg broja proizvodnih jedinica će se nalaziti ispod *PPC* krive, odnosno ispod optimalnog nivoa. S tim u vezi, mogućnost kvantifikovanja stepena udaljenosti nivoa proizvodne tehnologije koja nije na optimalnom nivou u odnosu na *PPC* krivu, od ključnog je značaja za interpretaciju proizvodnih rezultata sa ekonomskog stanovišta. Kako *PPC* kriva predstavlja svojevrsnu granicu optimalne proizvodnje, prilikom matematičke formulacije proizvodne tehnologije ključnu ulogu imaju granične proizvodne funkcije.

Granične proizvodne funkcije definišu odnos između angažovanih inputa i ostvarenog jednog ili više outputa. Na osnovu graničnih proizvodnih funkcija moguće je dekomponovati ukupnu produktivnost i samim tim oceniti ostvareni nivo efikasnosti. Takođe, prednost graničnih funkcija je u tome što omogućavaju definisanje proizvodne tehnologije bez specifikacije proizvodnog cilja (minimizacija troškova ili maksimizacija profita), što je od posebne važnosti u empirijskim istraživanjima kada izostaju podaci o cenama po jedinici utrošenog inputa. Bitno je još istaći da se granične proizvodne funkcije mogu definisati kao output-orijentisane ili input-orijentisane proizvodne funkcije. Output-orijentisane proizvodne funkcije imaju za cilj maksimizaciju outputa za dati nivo angažovanih inputa, dok input-orijentisane granične proizvodne funkcije imaju za cilj minimizaciju angažovanih inputa za dati nivo outputa⁵⁰.

3.1.1. Output-orijentisani model

Kao što je već navedeno, output-orijentisani modeli graničnih proizvodnih funkcija daju ocenu proizvodne tehnologije za dati nivo inputa. Na taj način, output-orijentisani modeli pružaju odgovor na pitanje u kojoj meri je moguće povećati ostvareni output za dati nivo inputa uz postojeće uslove proizvodnje.

Output-orijentisani model granične proizvodne funkcije može se definisati kao funkcija $D_o(x, q)$ tako da važi:

$$D_o(x, q) = \min\{\delta: (q/\delta) \in P(x)\}.$$

Za datu tehnologiju proizvodnje i definisanu funkciju $D_o(x, q)$ važi sledeće:

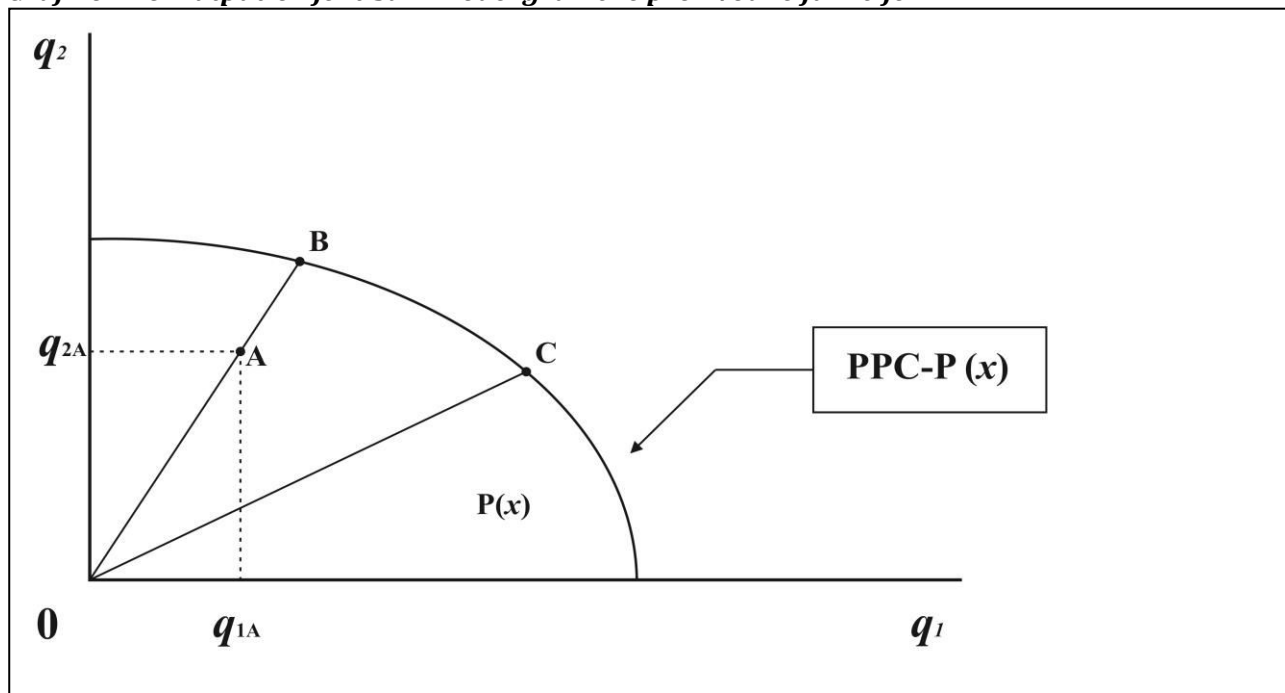
- a) $D_o(x, 0) = 0$ za sve nenegativne vrednosti x ;
- b) $D_o(x, q)$ je neopadajuća za q i nerastuća za x ;
- c) $D_o(x, q)$ je linearno homogena za q ;
- d) $D_o(x, q)$ je kvazi konveksna za x i konveksna za q ;
- e) ukoliko važi da $q \in P(x)$ tada važi da $D_o(x, q) \leq 1$;
- f) ukoliko se q nalazi na krivoj proizvodnih mogućnosti (*PPC*) tada važi $D_o(x, q) = 1$.

Četvrta stavka koja navodi da je funkcija kvazi konveksna za x , znači da važi $f(\lambda x + (1 - \lambda)q) \leq f(q)$ za $0 < \lambda < 1$ i $f(y) \geq f(x)$. Takođe, formulacija da je funkcija konveksna za q , znači da $f(\lambda x + (1 - \lambda)q) \leq \lambda f(x) + (1 - \lambda)f(q)$ za svako x i q .

Grafički prikaz output-orijentisanog modela gde figuriraju dva outputa (q_1 i q_2) za dati nivo jednog inputa (x) predstavljen je na grafikonu 26.

⁵⁰ Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donnell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.

Grafikon 26. Autput-orijentisani model granične proizvodne funkcije



Izvor: Coelli i sar., 2005

Kvantifikacija proizvodnog rezultata u tački A sa aspekta granične proizvodne funkcije može se predstaviti kao $\delta = OA/OB$ (δ se kreće u intervalu od 0 do 1). Kako PPC kriva predstavlja optimalni nivo proizvodnje za datu proizvodnu tehnologiju, duž AB pokazuje meru potencijalnog povećanja proizvodnog rezultata za posmatranu proizvodnu jedinicu bez promene u utrošenom inputu.

3.1.2. Input-orijentisani model

Za razliku od autput-orijentisanog modela, input-orijentisani model ukazuje na mogućnost smanjenja troškova za dati nivo outputa. Input-orijentisani model granične proizvodne funkcije $D_I(x, q)$ za datu tehnologiju proizvodnje je moguće definisati na sledeći način:

$$D_I(x, q) = \max\{\rho: (x/\rho) \in L(q)\},$$

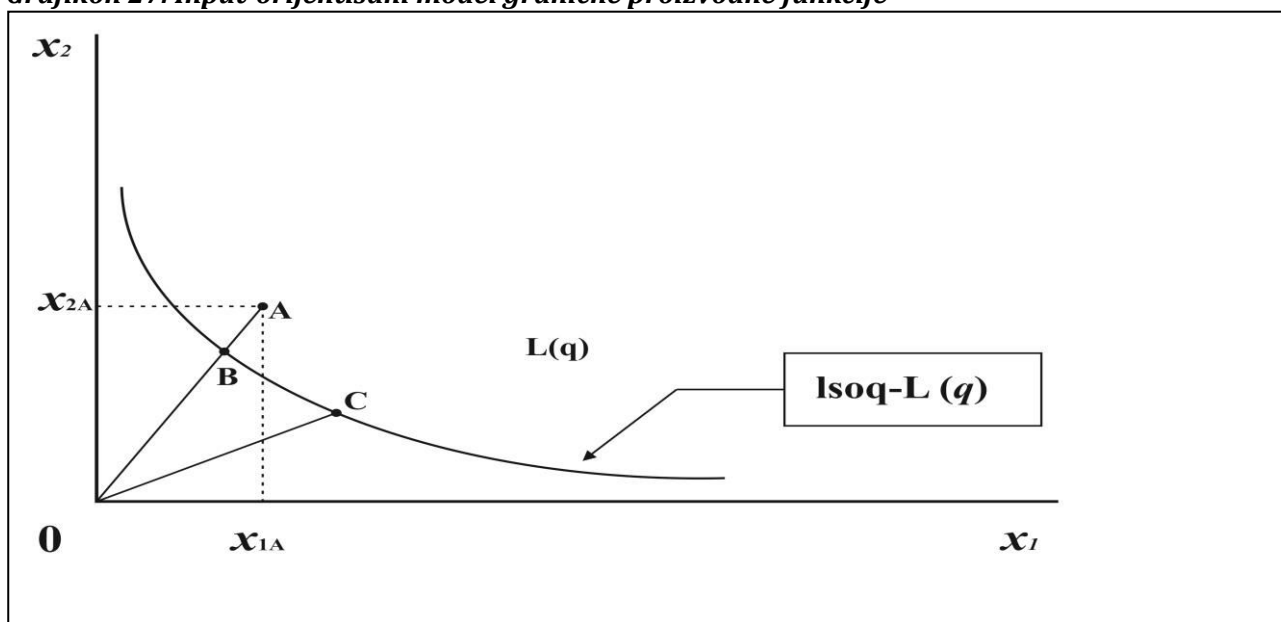
gde $L(q)$ predstavlja proizvodnu tehnologiju gde je na osnovu angažovanih inputa x moguće proizvesti output q .

S tim u vezi, za input-orijentisanu graničnu proizvodnu funkciju $D_I(x, q)$ važi sledeće:

- $D_I(x, q)$ je neopadajuća za x i nerastuća za q ;
- $D_I(x, q)$ je linearno homogena za x ;
- $D_I(x, q)$ je konkavna za x i kvazi-konkavna za q ;
- $D_I(x, q) \geq 1$ ukoliko važi da $x \in L(q)$;
- ukoliko se x nalazi na "granici" odnosno izokvantiti za q , tada važi $D_I(x, q) = 1$.

Na grafikonu 27 dat je prikaz proizvodnog rezultata sa aspekta input-orijentisane granične proizvodne funkcije za dva inputa (x_1 i x_2) i jedan output (q). Kvantifikacija proizvodnog rezultata u tački A predstavljena je odnosom $\rho = OA/OB$, dok kriva optimalne proizvodne tehnologije ima konkavan oblik. Ovde duž AB ukazuje na to koliko je potrebno smanjiti korišćene inpute kako bi se ostvarila optimalna proizvodnja. Samim tim, za input-orijentisanu graničnu proizvodnu funkciju može se reći da uzima recipročnu vrednost u odnosu na autput-orijentisanu graničnu proizvodnu funkciju (pod uslovom da važi konstantna stopa povrata).

Grafikon 27. Input-orijentisani model granične proizvodne funkcije



Izvor: Coelli i sar., 2005

3.2. Ocena tehničke efikasnosti

Bez obzira na to da li se radi o output-orijentisanom ili input-orijentisanom modelu granične proizvodne funkcije, udaljenost proizvodnog rezultata posmatranih proizvodnih jedinica od krive optimalne proizvodne tehnologije, zapravo predstavlja ostvarenu meru tehničke efikasnosti.

Kao što je već navedeno, tehnička efikasnost predstavlja jednu od dve komponente ukupne ekonomske efikasnosti. Na taj način, tehnička efikasnost se može definisati kao sposobnost proizvodnih subjekata da ostvare maksimalni output za dati nivo inputa⁵¹. Druga komponenta ukupne efikasnosti je alokativna efikasnost koja meri sposobnost proizvodnih subjekata da koriste inpute u optimalnoj proporciji, uvažavajući tržišne cene angažovanih inputa i proizvodnu tehnologiju. Samim tim, proizvod tehničke i alokativne efikasnosti izražava ukupnu ekonomsku ili kako se još navodi, troškovnu efikasnost⁵².

Uz pretpostavku da je potrebno oceniti tehničku i alokativnu efikasnost na osnovu output-orijentisanog modela, grafikon 28 daje ilustrativni prikaz navedenih ocena za slučaj kada se raspolaže sa dva ostvarena outputa (q_1 i q_2) i jednim angažovanim inputom (x_1). Kriva ZZ' predstavlja proizvodnu granicu ispod koje figuriraju neefikasne proizvodne jedinice, kao što je tačka A, dok meru tehničke neefikasnosti predstavlja duž AB . Drugim rečima, duž AB , predstavlja meru za koliko je moguće povećati output za dati nivo angažovanog inputa. S tim u vezi, ocenu tehničke efikasnosti moguće je izraziti iz sledećeg odnosa:

$$TE = OA/OB,$$

odnosno:

$$TE = D_o(x, q),$$

gde je $D_o(x, q)$ output granična funkcija za vektor angažovanih inputa x i vektor ostvarenih outputa q .

⁵¹ Farrell M.J. (1957), *The Measurement of Productive Efficiency*, Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General), Vol. 120, No. 3, pp. 253-290.

⁵² Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donnell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.

S druge strane, u slučaju da su poznate vrednosti ostvarenih autputa i angažovanog inputa, alokativnu efikasnost za proizvodnu jedinicu A je moguće izračunati iz sledećeg odnosa:

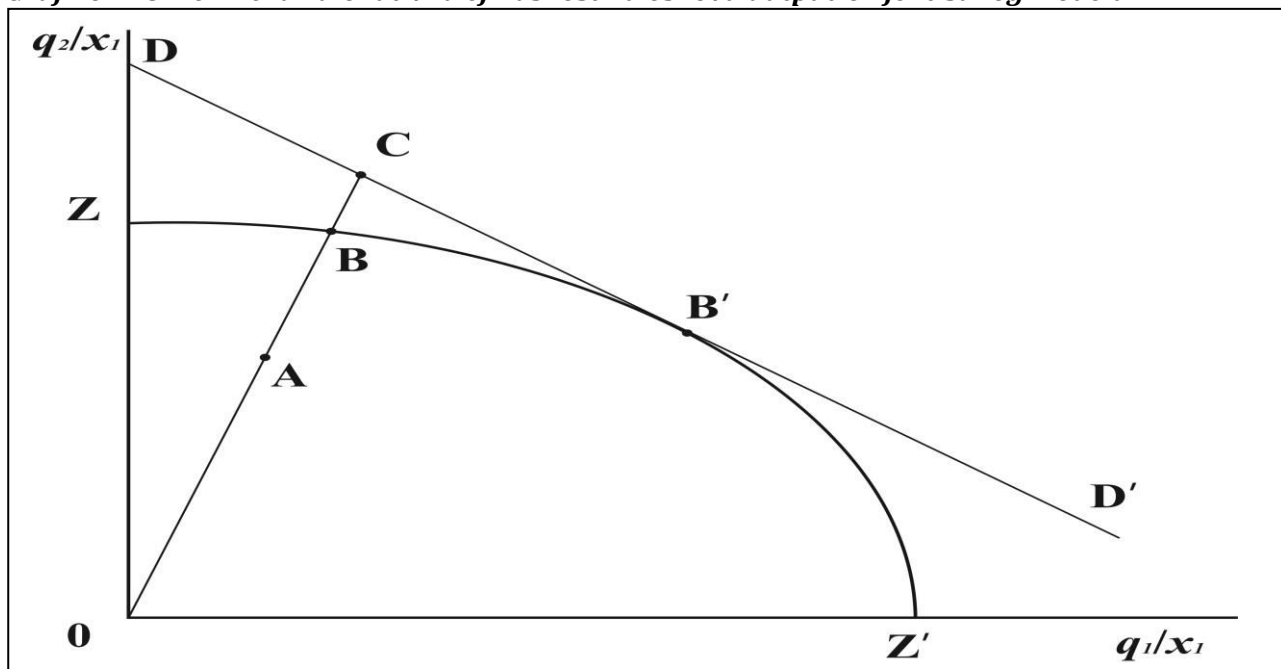
$$AE = OB/OC,$$

a ukupnu efikasnost iz odnosa OA/OC , tako da važi:

$$EE = TE \times AE = (OA/OB) \times (OB/OC) = (OA/OC).$$

Optimalna alokativna efikasnost se nalazi u tački B' .

Grafikon 28. Tehnička i alokativna efikasnost na osnovu output-orijentisanog modela



Izvor: Coelli i sar., 2005

Kada je reč o input-orijentisanim modelima za ocenu tehničke efikasnosti, u nastavku je predstavljen jednostavan primer sa dva angažovana inputa (x_1 i x_2) i jednim ostvarenim autputom (q) pod pretpostavkom da je stopa povrata konstantna. Pretpostavka da je stopa povrata konstantna omogućava prezentovanje jedne izokvante (SS') na kojoj se nalaze optimalno efikasne proizvodne jedinice čije tehničke efikasnosti iznose 1 ili 100% (grafikon 29).

Ukoliko bi se ostvarena proizvodnja predstavila preko kombinacije korišćenih inputa P , udaljenost posmatrane proizvodne jedinice od granice efikasnosti bi se mogla označiti sa QP što predstavlja meru za koju se inputi proporcionalno mogu umanjiti bez promene ostvarenog autputa. U tom slučaju, potrebno procentualno smanjenje angažovanih inputa kako bi se ostvarila optimalna efikasnost, može se izraziti iz odnosa QP/OP . Na taj način, ocenu tehničke efikasnosti (TE) moguće je izraziti iz sledećeg odnosa:

$$TE = OQ/OP,$$

što je jednako izrazu: $1 - QP/OP$. U skladu sa prethodno navedenim, ocena tehničke efikasnosti se kreće u intervalu od 0 do 1 ili od 0 do 100%, gde proizvodna jedinica koja koristi kombinaciju inputa u tački Q ostvaruje optimalnu efikasnost na nivou od 100%.

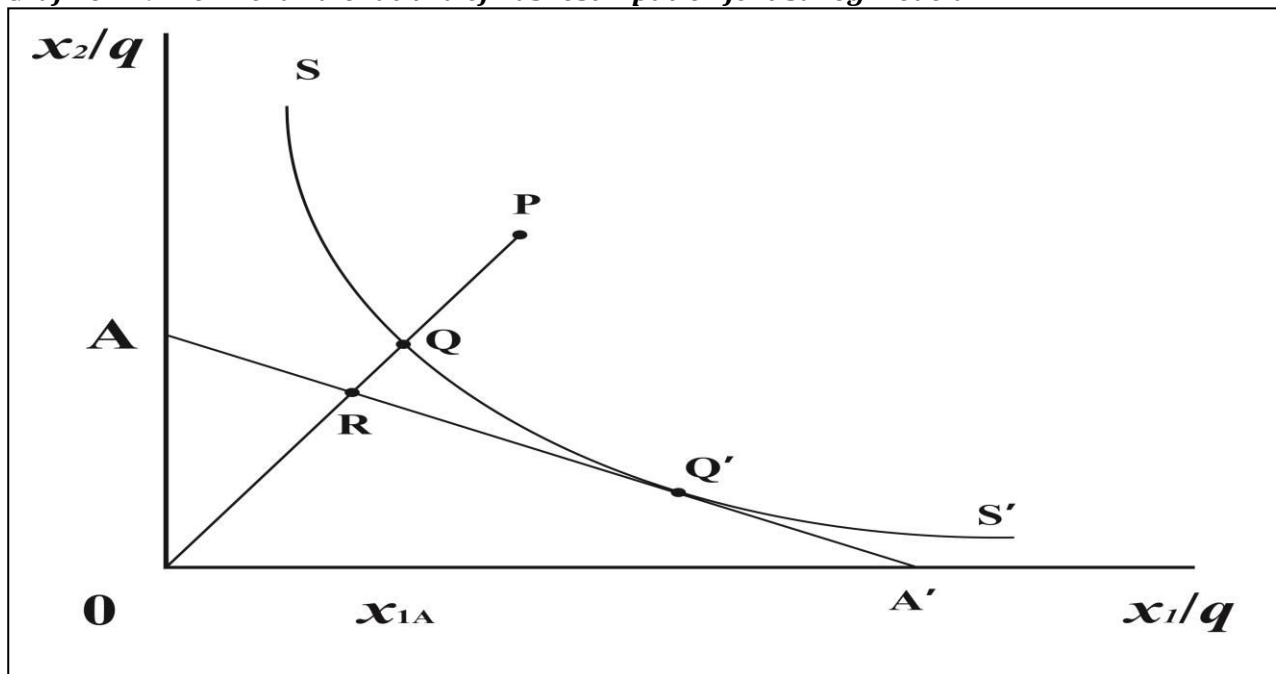
Koristeći se oznakama input-orijentisane granične proizvodne funkcije, tehnička efikasnost se može izraziti iz sledećeg odnosa:

$$TE = 1/D_I(x, q).$$

Ukoliko su cene inputa poznate, moguće je definisati i alokativnu efikasnost prateći tačke P i Q' . Za pretpostavljeni skup proizvodnih jedinica predstavljenih na grafikonu 29, u tački Q' se postiže alokativna efikasnost, pa je ocenu alokativne efikasnosti (AE) moguće izračunati na osnovu izraza:

$$AE = OR/OQ.$$

Grafikon 29. Tehnička i alokativna efikasnost input-orijentisanog modela



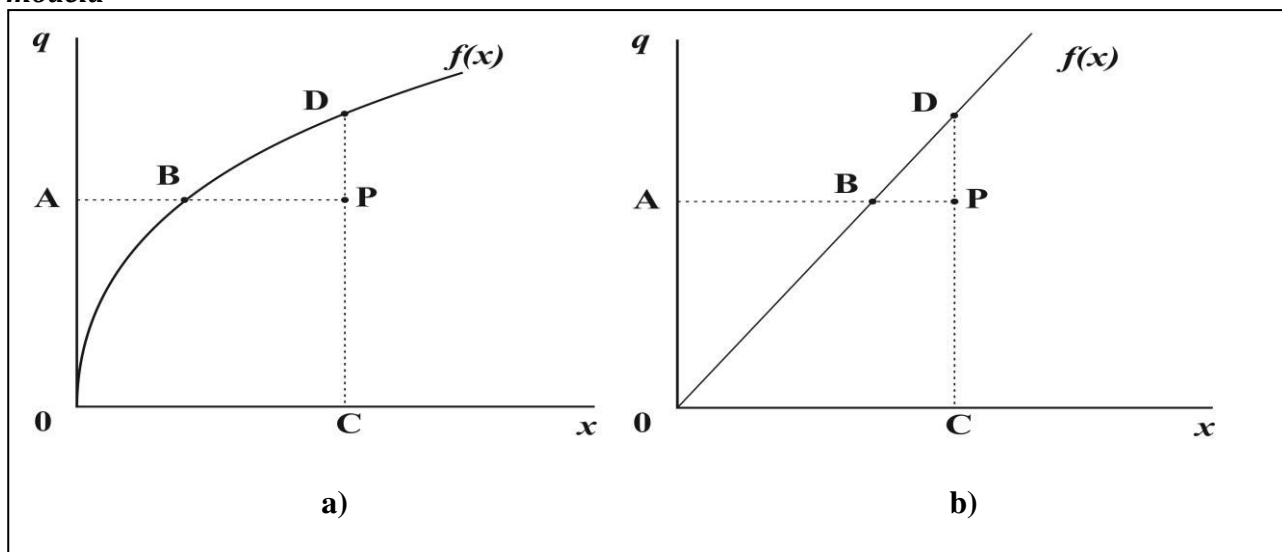
Izvor: Coelli i sar., 2005

S druge strane, duž RQ predstavlja meru koliko je moguće smanjiti troškove proizvodnje kako bi se ostvarila alokativna efikasnost. Konačno, ukupna ekonomska (troškovna) efikasnost (EE) se izračunava kao proizvod tehničke i alokativne efikasnosti tako da važi:

$$EE = TE \times AE = (OQ/OP) \times (OR/OQ) = (OR/OP).$$

Razliku između input-orijentisane i output-orijentisane ocene tehničke efikasnosti najbolje je predstaviti grafički (grafikon 30a). Kao što je već navedeno, output-orijentisani modeli ukazuju na to koliko je moguće povećati ostvareni output za dati nivo inputa. S tim u vezi, input-orijentisanu ocenu tehničke efikasnosti moguće je predstaviti iz odnosa AB/AP , dok je output-orijentisanu ocenu tehničke efikasnosti moguće predstaviti iz odnosa CP/CD . Navedene dve ocene tehničke efikasnosti su jednake samo pod uslovom da važi konstantna stopa povrata na obim (grafikon 30b).

Grafikon 30. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu input-orijentisanog i output-orijentisanog modela



Izvor: Coelli i sar., 2005

3.2.1. Stopa povrata na obim

U situacijama kada se produktivnost menja sa protokom vremena, neophodno je posebnu pažnju posvetiti konceptu stope promene na obim čiji uzroci mogu biti različiti. Pojedini autori, uzroke promene produktivnosti pored tehničke efikasnosti i tehničkog progresa upotpunjuju i stopom povrata na obim.

Stopa povrata na obim – *SE* (engl. *Scale Efficiency*), može se definisati kao mera koja ukazuje na to koliko se produktivnost može unaprediti kako bi proizvodne jedinice dostigle nivo optimalne produktivnosti, gde se pod pojmom optimalne produktivnosti podrazumeva maksimalno ostavreni autput za dati nivo inputa. Matematički, optimalna produktivnost predstavlja maksimalno moguću vrednost odnosa y/x , gde y predstavlja ostvareni autput, a x utrošeni input, za dati nivo proizvodne tehnologije S ($\max\{y/x | (x, y) \in S\}$).

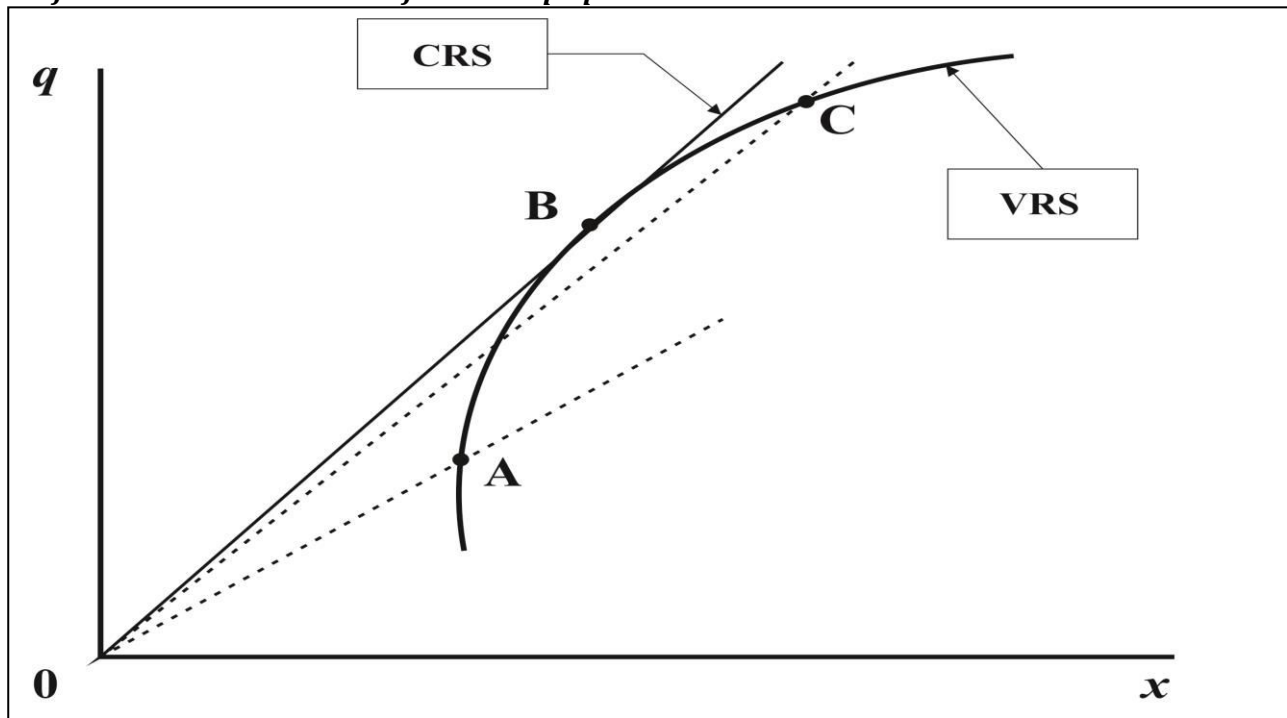
Samim tim, stopa povrata na obim može biti konstantna i varijabilna. Razliku između konstantne *CRS* (engl. *Constant Return to Scale*) i varijabilne stope povrata na obim *VRS* (engl. *Variable Return to Scale*) najbolje je objasniti na osnovu grafičkog prikaza (grafikon 31). Grafikon 31 između ostalog prikazuje i uticaj stope povrata na obim na ostvarenu produktivnost.

Ukoliko se tačkama A , B i C predstavljaju proizvodni rezultati različitih jedinica posmatranja, primetno je da sve tri tačke figuriraju na granici optimalne tehničke efikasnosti. Međutim, posmatrane proizvodne jedinice iako ostvaruju optimalnu tehničku efikasnost, nemaju isti nivo proizvodne produktivnosti. Proizvodna jedinica A , sa povećanjem utrošenog inputa može poboljšati proizvodni rezultat i samim tim dostići nivo proizvodne jedinice B koja pored tehničke efikasnosti ostvaruje i optimalnu produktivnost. Dakle, proizvodnu jedinicu A karakteriše rastuća stopa povrata na obim. S druge strane, proizvodna jedinica C mora smanjiti angažovani input kako bi dostigla nivo proizvodne aktivnosti u tački B . Zaključak je da proizvodnu jedinicu C karakteriše opadajuća stopa povrata na obim. Za proizvodnu jedinicu B može se reći da pored tehničke efikasnosti ostvaruje i optimalnu produktivnost (konstantna stopa povrata na obim), što znači da se sa proporcionalnim povećanjem inputa može očekivati proporcionalni rast ostvarenog autputa.

Proizvodnu jedinicu A karakteriše rastuća stopa povrata na obim jer se sa povećanjem utrošenog inputa može očekivati manje ili više nego proporcionalno uvećanje ostvarenog

autputa. Opadajuća stopa povrata na obim koja je karakteristična za proizvodnu jedinicu C , znači da se sa smanjenjem utrošenog inputa može očekivati manje ili više nego proporcionalno smanjenje autputa. Takođe, bitno je istaći da se za proizvodne jedinice A i C jednim pojmom može reći da ostvaruju varijabilnu stopu povrata na obim, za razliku od proizvodne jedinice B koja ostvaruje konstantnu stopu povrata na obim.

Grafikon 31. Konstantna i varijabilna stopa povrata na obim



Izvor: Coelli i sar., 2005

Kvantifikovanje stope povrata na obim usko je povezano sa ocenom tehničke efikasnosti. Posmatrajući grafikon 32, za proizvodnu jedinicu D može se reći da je tehnički neefikasna što se može promeniti pomeranjem ka tački E . Samim tim, ocenu tehničke efikasnosti za proizvodnu jedinicu D moguće je izračunati iz odnosa GE/GD . Kako bi se pomeranjem proizvodne jedinice D ka tački E uspostavila tehnička efikasnost uz varijabilnu stopu povrata na obim, ocena tehničke efikasnosti može se zapisati kao:

$$TE_{VRS} = GE/GD.$$

Uspostavljanje željenog nivoa produktivnosti moguće je daljim pomeranjem ka tački B , pa će ocena stope povrata na obim za proizvodnu jedinicu D biti:

$$SE = GF/GE.$$

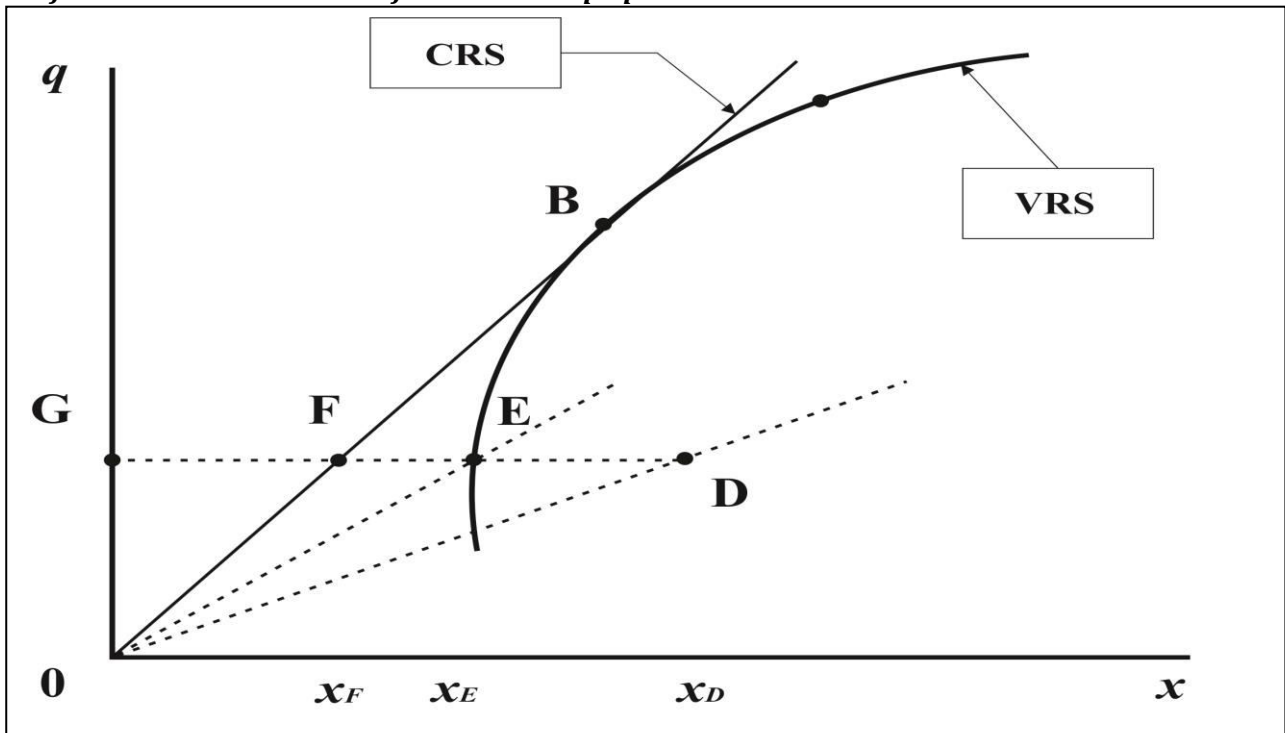
Na taj način, moguće je definisati ocenu tehničke efikasnosti, pod uslovom konstantnog povrata na obim, na sledeći način:

$$TE_{CRS} = GF/GD,$$

iz čega proizilazi da je stopa povrata na obim jednaka odnosu TE_{CRS} i TE_{VRS} , odnosno:

$$SE = \frac{TE_{CRS}}{TE_{VRS}} = \frac{GF/GD}{GE/GD} = GF/GE.$$

Grafikon 32. Ocena tehničke efikasnosti i stopa povrata na obim



Izvor: Coelli i sar., 2005

Generalno posmatrano, značaj obračuna tehničke efikasnosti ogleda se u oceni sposobnosti donosioca odluka u okviru analiziranih proizvodnih subjekata da organizuju proizvodnju tako da se ostvari maksimalni autput za dati nivo inputa ili da se uz minimalne utroške angažovanih inputa ostvari određeni nivo autputa. Dobijena ocena tehničke efikasnosti služi kao osnova za dalju ocenu ukupne ekonomske efikasnosti, a takođe predstavlja i bitan element prilikom ocene promene ostvarene produktivnosti. Ocenu tehničke efikasnosti je moguće obračunati na više različitih načina. U osnovi, ocena tehničke efikasnosti se sa aspekta korišćene metodologije deli na parametarske i neparametarske ocene. Detaljna analiza metodologije ocene tehničke efikasnosti prikazana je u poglavljima 3.3. i 4.3.

3.3. Parametarski i neparametarski pristup ocene tehničke efikasnosti

Input-orijentisani i autput-orijentisani modeli granične proizvodne funkcije na osnovu kojih je moguće oceniti tehničku efikasnost proizvodnih subjekata imaju raznoliku primenu. Zvanična ekonomska literatura, prilikom analize tehničke efikasnosti proizvodnih subjekata u celini, podrazumeva dva osnovna metodološka pristupa – neparametarski i parametarski pristup. Neparametarski pristup se zasniva na metodama matematičkog programiranja gde se kao najčešće korišćen metod navodi DEA metod (*engl. Data Envelopment Analysis*). S druge strane, parametarski pristup prilikom ocene tehničke efikasnosti bazira se na ekonometrijskom modeliranju, gde se razlikuju modeli determinističkih i modeli stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija⁵³.

Ukratko, za DEA metod je bitno istaći da se na osnovu podataka o ostvarenom jednom ili više autputa, odnosno jednom ili više angažovanih inputa, ocenjuje efikasnost neke proizvodne jedinice u odnosu na preostale proizvodne jedinice uključene u analizu. Dakle, u pitanju je deterministički metod koji na osnovu distribucije skupa tačaka konstruiše liniju koja ih obavlja i koja zapravo predstavlja granicu efikasnosti.⁵⁴ U skladu sa navedenim, u domaćoj literaturi je prihvaćen prevod analizirane metode koji glasi – *Analiza obavljanja podataka*.

Granica efikasnosti, sa ekonomskog aspekta predstavlja empirijski dobijen maksimum izlaza koji svaka proizvodna jedinica može ostvariti sa datim ulazima, pa se ponaša kao obvojnica za neefikasne proizvodne jedinice. S jedne strane, na osnovu DEA metode moguće je za svaku jedinicu posmatranja proveriti da li je njene inpute moguće obaviti odozdo što znači da je ostvareni autput moguće proizvesti sa manjom količinom inputa. S druge strane, moguće je i proveriti da li je njene autpute moguće obaviti odozgo što znači da je sa datim inputima moguće ostvariti veći autput. Ukoliko je proizvodnu jedinicu posmatranja moguće obaviti, ona je relativno neefikasna, dok ukoliko ona učestvuje u formiranju granice efikasnosti, zaključak je da ostvaruje optimalnu proizvodnju.

Osnovna karakteristika DEA metode jeste da ona utvrđuje relativnu (ne)efikasnost proizvodnih jedinica, a konkretno nivo neefikasnosti se meri upoređivanjem sa konveksnom kombinacijom drugih referentnih proizvodnih jedinica koje se nalaze na granici efikasnosti. Za proizvodne jedinice koje leže na granici efikasnosti može se reći da koriste proporcionalno isti nivo inputa, a ostvaruju proporcionalno isti ili veći autput pa se sama granica efikasnosti drugim rečima može definisati i kao najbolja praktična granica proizvodnje⁵⁵. Modeli proizvodnih funkcija ocenjenih na osnovu DEA metode mogu se podeliti na modele sa konstantim prinosom na obim i modele sa varijabilnim prinosom na obim o čemu je više reči bilo u poglavlju 3.2.1.

Takođe, bitno je istaći da DEA metod predstavlja tehniku matematičkog programiranja koja se bazira na neparametarskom pristupu jer ne zahteva prethodno definisanu pretpostavku o funkcionalnoj formi proizvodne funkcije, što značajno pojednostavljuje njenu primenu. S druge strane, ključni nedostatak se ogleda u izostavljanju slučajne greške modela, pa nije moguće definisati relativan uticaj ostalih faktora koji nisu eksplicitno uključeni u model.

⁵³ Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.

⁵⁴ Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978), Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, No. 6, pp. 429-444.

⁵⁵ Vukelić Nataša (2015), *Menadžerski kapaciteti proizvođača tovnih pilića i njihov uticaj na rezultate proizvodnje*, doktorska disertacija, Univerzitet u Novom Sadu, Poljoprivredni fakultet, Novi Sad.

Kako je za poljoprivrednu proizvodnju karakteristično da se nalazi pod snažnim uticajem egzogenih faktora kao što su klima, mere agrarne politike i sl., u empirijskim istraživanjima je često vrlo teško obuhvatiti sve faktore od uticaja, a koji svakako definišu ostvareni nivo tehničke efikasnosti. Iz navedenih razloga, stiče se utisak da je DEA metod moćniji alat za ocenu tehničke efikasnosti u industriji u odnosu na poljoprivrednu proizvodnju.

S druge strane, parametarski pristup ocene tehničke efikasnosti podrazumeva prethodno definisanu pretpostavku vezano za funkcionalnu formu modela. U empirijskim istraživanjima najčešće korišćene funkcionalne forme modela su *Cobb-Douglas*-ova i transcendentalna logaritamska (*translog*) proizvodna funkcija. S obzirom na to da *Cobb-Douglas*-ova proizvodna funkcija predstavlja specijalan slučaj *translog* proizvodne funkcije, testiranjem statističke značajnosti združenog uticaja angažovanih inputa na varijabilitet ostvarenog outputa, pruža se mogućnost konkretnog odabira odgovarajuće funkcionalne forme modela. Ipak, često je prilikom odabira odgovarajuće funkcionalne forme modela potrebno uzeti u obzir prirodu analizirane pojave, kao i cilj istraživanja. Na taj način, unapred je moguće pojednostaviti funkcionalnu formu modela, a sve u cilju smislene ocene tehničke efikasnosti. Više reči o proizvodnim funkcijama koje profilišu funkcionalnu formu modela predstavljeno je u poglavlju 4.2.

Parametarski pristup ocene tehničke efikasnosti podrazumeva ocenu determinističkih i stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija. Determinističke granične proizvodne funkcije se zasnivaju na pretpostavci da je odstupanje proizvodnih subjekata od optimalne efikasnosti u potpunosti uzrokovano neadekvatnim poslovnim odlukama menadžmenta što se prikazuje kao neefikasnost. U tom slučaju, model proizvodne funkcije na primeru uporednih podataka ima sledeći oblik:

$$y_i = f(x_i; \beta) \times \exp\{-u_i\},$$

gde y_i predstavlja ostvareni output (vrednosno ili naturalno) za jedinicu posmatranja i , x_i angažovani input za jedinicu posmatranja i , β nepoznate parametre koje je potrebno oceniti i u_i jednostranu grešku modela koja obuhvata uticaj svih onih faktora koji su uzrok odstupanja od optimalne granice efikasnosti. S tim u vezi, ocena tehničke efikasnosti na osnovu determinističkih modela se izvodi iz formule: $TE_i = \exp\{-u_i\}$, tako da važi $TE_i \leq 1$ i $u_i \geq 0$.

Kako bi se deterministički model jednostavnije ocenio, najčešće se izvodi logaritamska transformacija, tako da model čija funkcionalna forma na primer prati *Cobb-Douglas*-ovu proizvodnu funkciju za uporedne podatke dobija oblik:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} - u_i,$$

tako da važi $u_i \geq 0$ i $y_i \leq f(x_i; \beta)$. Ovako definisan model omogućava primenu uobičajenih principa ekonometrijskog modeliranja.

Ipak, ključni nedostatak determinističkih modela ogleda se u činjenici da jednostrana greška modela u_i , obuhvata uticaj svih onih faktora koji su uzrok odstupanja od optimalne granice efikasnosti, bez obzira na to da li su oni pod kontrolom proizvodnih subjekata ili su egzogenog karaktera.⁵⁶

S tim u vezi, nasuprot determinističkim graničnim proizvodnim funkcijama, stohastičke granične proizvodne funkcije dozvoljavaju uvođenje kompozitne slučajne greške modela kojom se razdvaja uticaj faktora koji su pod kontrolom proizvodnih subjekata i uticaja svih onih faktora koji su van kontrole proizvodnih jedinica (npr. klimatske prilike, administrativne mere i sl.).

⁵⁶ Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

Imajući u vidu da je rezultat poljoprivredne proizvodnje u značajnoj meri određen prirodnim uslovima, uz neizostavni uticaj mera agrarne politike kao još jednog egzogenog faktora koji u značajnoj meri može uticati na ostvarenu efikasnost, primenjena metodologija u ovoj disertaciji je bazirana upravo na modelima stohastičke granične proizvodne funkcije, a primnjen metod je poznatiji kao *SFA* metod (*engl. Stochastic Frontier Analysis*). Modele stohastičke granične proizvodne funkcije prvi su definisali u svojim radovima *Aigner i sar., 1977*⁵⁷ i *Meeusen & van den Broeck 1977*⁵⁸ služeći se uporednim podacima, dok se prva formulacija modela za panel podatke vezuje za rad *Schmidt & Sickles, 1984*⁵⁹.

Opšti oblik modela stohastičke granične proizvodne funkcije, koji se radi jednostavnosti predstavljanja zasniva na *Cobb-Douglas*-ovoj proizvodnoj funkciji za uporedne podatke, ima sledeći oblik:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} + (v_i - u_i).$$

Za razliku od determinističkog modela, u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije figurira kompozitna slučajna greška modela koja je sastavljena iz dve komponente. Prva komponenta v_i poseduje normalnu raspodelu sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom, te kao takva obuhvata uticaj svih onih faktora koji su van kontrole proizvodnih subjekata ali svakako ostvaruju određeni uticaj na ostvareni nivo tehničke efikasnosti. Druga komponenta (u_i), može pratiti polu-normalnu, eksponencijalnu, trankiranu-normalnu ili gama raspodelu.

S obzirom na to da predstavlja jednostrani ostatak slučajne greške modela ($u \geq 0$), može se reći da kvantifikuje odstupanje od granice efikasnosti. Samim tim, na osnovu ostatka slučajne greške u_i koji obuhvata uticaj svih onih faktora koji su pod kontrolom proizvodnih subjekata i posledično meri sposobnost donosioca odluka da ostvari optimalni nivo proizvodnje, moguće je oceniti nivo tehničke efikasnosti na sledeći način: $TE_i = \exp\{-u_i\}$.⁶⁰

Na osnovu raspoloživih podataka, princip modeliranja može pratiti metodologiju ekonometrijskog modeliranja za uporedne, odnosno panel podatke. U slučaju stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija, sa metodološkog aspekta, prednost panel podataka se ogleda u činjenici da je moguće dobiti ocene nepoznatih parametara sa željenim svojstvima iako su regresori korelisani sa slučajnom greškom modela, što nije slučaj za modele ocenjenih na osnovu uporednih podataka. Takođe, za modele uporednih podataka je karakteristično da uslovna sredina ili modus za $u(v - u)$ ne teži pravoj vrednosti u kako se broj analiziranih proizvodnih jedinica približava beskonačnosti. Sve ovo ukazuje na prednost panel podataka u odnosu na uporedne podatke prilikom ocene tehničke efikasnosti na osnovu stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija.⁶¹

Pregledom publikacija koji se baziraju na meta analizi prethodno sprovedenih empirijskih istraživanja u okviru kojih je izvršena ocena tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, identifikovan je značajan broj naučnih radova gde su uključeni različiti pristupi za ocenu tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava i/ili poljoprivrednih preduzeća.

⁵⁷ Aigner D.J., Knox Lovell C., Schmidt P. (1977), *Formation And Estimation Of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics, Vol. 6, No. 1, pp. 21-37.

⁵⁸ Meeusen W., van den Broeck J. (1977), *Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error*, International Economic Review, Vol. 18, No. 2, pp. 435-444.

⁵⁹ Schmidt P., Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, No. 4, pp. 367-374.

⁶⁰ Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

⁶¹ Schmidt P., Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, No. 4, pp. 367-374.

Prema *Bravo-Uerta i sar., 2007*⁶², analizirano je 167 naučnih publikacija sa ukupno 569 observacija za period od 1979-2005. godine. Analizirani radovi pokrivaju poljoprivredna gazdinstva i poljoprivredna preduzeća sa teritorije Afrike, Azije, Južne i Severne Amerike, Zapadne i Istočne Evrope, kao i Okeanije. Radovi su pored geografske pripadnosti, podeljeni i prema korišćenim metodama za ocenu tehničke efikasnosti. U najvećem broju slučajeva (84,7%), korišćen je parametarski pristup prilikom ocene tehničke efikasnosti, dok je u 59,8% slučajeva ocena izvršena na osnovu panel podataka. U proseku, najveću ocenu tehničke efikasnosti su ostvarili poljoprivredni proizvođači sa teritorije Zapadne Evrope i Okeanije (81,2%), a najmanju proizvođači sa teritorije Afričkog kontinenta (47,3%). Poljoprivredni proizvođači sa teritorije Istočne Evrope, u proseku su beležili ocenu tehničke efikasnosti u iznosu od 65,9%.

Kada je reč o meta analizi publikacija iz sektora mlečnog govedarstva, prema *Moreira Lopez & Bravo-Uerta, 2008*⁶³, analizirano je ukupno 329 observacija, a dobijeni rezultati su slični sa rezultatima iz prethodno navedene analize. Parametarski pristup prilikom ocene tehničke efikasnosti korišćen je u 63,8% slučajeva, dok su panel podaci korišćeni u 62,95% slučajeva. Najveća tehnička efikasnost je zabeležena kod proizvođača sa teritorije Azije (90,2%), dok je prosečna ocena tehničke efikasnosti sa teritorije Zapadne Evrope i Okeanije na nivou od 84,2%. Prosečna ocena tehničke efikasnosti proizvođača mleka sa teritorije Istočne Evrope je na nivou od 74,5%, ali je bitno istaći da je prosečna ocena izvedena isključivo na bazi determinističkih modela.

Slično, *Mareth i sar., 2015*⁶⁴ analizirali su ukupno 443 distribucija tehničke efikasnosti iz sektora mlečnog govedarstva. U okviru 51,5% slučajeva, korišćen je parametarski pristup, dok je 83,3% ocena tehničke efikasnosti izvedeno na osnovu panel podataka. Najveći broj radova, što je slučaj i kod svih ostalih meta analiza, odnosi se na Zapadnu Evropu, s tim da je najveća prosečna ocena tehničke efikasnosti utvrđena za Istočnu Evropu (83,3%). Slični rezultati su predstavljeni i u radovima: *Gorton & Davidova, 2004*⁶⁵, *Thiam i sar., 2001*⁶⁶, *Bravo-Uerta i sar., 2002*⁶⁷ i dr.

U skladu sa prethodno navedenim, zaključak je da se u empirijskim istraživanjima, parametarski pristup najčešće koristi prilikom ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava. Jedan od razloga može biti činjenica da poljoprivrednu proizvodnju karakteriše uticaj egzogenih faktora koje nije moguće izmeriti neparametarskim pristupom. Takođe, utvrđeno je da se analize iz publikacija novijeg datuma češće služe panel podacima u odnosu na uporedne podatke. S tim u vezi, u ovoj disertaciji korišćena metodologija je zasnovana na stohastičkim graničnim proizvodnim funkcijama za panel podatke.

⁶² Bravo-Uerta B.E., Solís D., Moreira Lopez V.H., Maripani J.F., Thiam A., Rivas T. (2007), *Technical Efficiency in Farming: A Meta-Regression Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 27. No. 1., pp. 57-72.

⁶³ Moreira Lopez V.H. & Bravo-Uerta B.E. (2008), *A Study of Dairy Farm Technical Efficiency Using Meta-Regression: An International Perspective*, Chilean Journal of Agricultural Research, Vol. 69, No. 2, pp. 214-223.

⁶⁴ Mareth Tacuiana, Thomé A.M.T., Oliveira F.L.C., Scavarda L.F (2016), *Systematic Review and Meta-Regression Analysis of Technical Efficiency in Dairy Farms*, International Journal of Productivity and Performance Management, Vol. 65, No. 3, pp. 279-301.

⁶⁵ Gorton M., Davidova Sophia (2004) *Farm Productivity And Efficiency In The CEE Applicant Countries: A Synthesis of Results*, Agricultural Economics, Vol. 30, No. 1, pp. 1-16.

⁶⁶ Thiam A, Bravo-Ureta B.E., Rivas T. (2001) *Technical Efficiency In Developing Country Agriculture: A Meta-Analysis*, Agricultural Economics, Vol. 25, No. 2-3, pp. 235-243.

⁶⁷ Bravo-Uerta B.E., Rivas T.E., Thiam A. (2002), *A Meta-Analysis of Technical Efficiency in Farming: A Multi-Country Perspective*, Conference Paper/Presentation, International Farm Management Association (13th Congress), Wageningen, The Netherlands, July 7-12, 2002.

4. MODELI STOHAŠTIČKE GRANIČNE PROIZVODNE FUNKCIJE

Kao što je već navedeno, parametarski pristup ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstva, zasniva se na ekonometrijskom modeliranju gde kao zavisno promenljiva figurira ostvareni autput, koji može biti iskazan vrednosno ili naturalno. S druge strane, nezavisno promenljive predstavljaju različite faktore od uticaja koji se mogu odnositi na angažovani rad, raspoloživi kapital, korišćeno poljoprivredno zemljište, broj uslovnih grla stoke, troškove proizvodnje i sl.

Generalno posmatrano, primena ekonometrijskog modeliranja proizilazi iz potrebe za kvantifikovanjem ekonomskih pojava, merenju ekonomskih relacija i empirijskom testiranju polaznih pretpostavki. Samim tim, ekonometrija kao oblast ekonomske nauke integriše ekonomsku teoriju, matematičku ekonomiju i statistiku. Iako međusobno srodne nauke, način na koji se njihovim kombinovanjem kreira ekonometrija kao posebna ekonomska oblast, ukazuje na njihove ključne razlike ali i ograničenja u numeričkom izražavanju realnih ekonomskih pojava. Ekonomska teorija i matematička ekonomija po prirodi stvari razmatraju iste ekonomske relacije, samo što ekonomska teorija koristi verbalno izražavanje, a matematička ekonomija matematičke simbole. Kako obe naučne oblasti posmatraju ekonomske veze uopšteno i iskazuju ih u tačnoj formi, jasno je da isključuju elemente stohastičnosti u posmatranim relacijama. Uključivanjem teorijske statistike koja se zasniva na teoriji verovatnoće, prilikom analiziranja različitih ekonomskih pojava, omogućeno je uzimanje u obzir i slučajnih odstupanja od posmatranih relacija, pretpostavljenim ekonomskom teorijom. Na taj način, dolazi se do formiranja ekonometrije kao posebne oblasti ekonomske nauke koja svojim metodama omogućava ocenjivanje numeričkih vrednosti relevantnih parametara.⁶⁸

Ovde je bitno navesti, da ekonomska teorija nije isključivo deskriptivnog karaktera, već teži formulisanju idealnih modela koji reprodukuju različite aspekte ekonomske realnosti. Ovi modeli imaju za cilj da artikulišu ekonomske zakone koji ukazuju na ustaljene obrasce ekonomskog ponašanja. Međutim, da bi se kvantifikovala i stohastička komponenta u ekonomskom modeliranju, neophodno je uvrstiti posebne tehnike ocene nepoznatih parametara koje pružaju isključivo metodi ekonometrijskog modeliranja.

U zavisnosti od raspoloživih podataka, pristupa se različitim metodama modeliranja gde se osnovna razlika navodi između analize uporednih podataka (podaci za veći broj jedinica posmatranja u datom vremenskom trenutku) i analize vremenskih serija (podaci za određenu jedinicu posmatranja u dimenziji vremena). Kombinacijom uporednih podataka i vremenskih serija gde se veći broj jedinica posmatranja analizira u dimenziji vremena, moguće je definisati posebnu kategoriju ekonometrijskih modela koji su poznatiji kao modeli panela. S obzirom na to da su u ovoj disertaciji korišćeni panel podaci za 70 poljoprivrednih gazdinstava u petogodišnjem periodu, u nastavku teksta će više reči biti posvećeno metodologiji ekonometrije panela.

⁶⁸ Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

4.1. Ekonometrija panela

Specifičnost modela panela ogleda se kroz mogućnost istovremene analize strukture, tačnije heterogenosti između jedinica posmatranja, kao i analize promene posmatrane strukture u dimenziji vremena. S tim u vezi, analizom panel podataka obezbeđuje se veći broj opservacija u uzorku i povećava efikasnost ocena regresionih parametara (K), što dalje pruža mogućnost da se modeli panela koriste kada se raspolaže sa nedovoljnim brojem jedinica posmatranja (N) i/ili dužinom vremenske serije (T). Pored toga, kako se povećanjem broja opservacija povećava i varijabilnost odnosno efikasnost ocena, s druge strane smanjuje se verovatnoća pojave štetne multikolinearnosti. Multikolinearnost predstavlja linearnu zavisnost između nezavisno promenljivih koja ukoliko je izražena, najjednostavnije rečeno, dovodi do neprecizne ocene regresionih koeficijenata i netačne interpretacije dobijenih rezultata.⁶⁹ Takođe, jedna od ključnih prednosti modela panela jesta i mogućnost da se ocene efekti koji nisu direktno uključeni u model, a predstavljaju uticaj izostavljenih varijabli na varijabilitet zavisno promenljive.

U osnovi, ekonometrijski modeli panela su linearni modeli, a njihova opšta formulacija je sledeća:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + v_{it},$$
$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

U navedenom modelu figuriraju: y_{it} - vrednost zavisno promenljive za i -tu jedinicu posmatranja u periodu t ; x_{kit} - vrednost k -te nezavisno promenljive za i -tu jedinicu posmatranja i period t ; β_{1it} - slobodan član koji varira i po jedinicama posmatranja i u dimenziji vremena; β_{kit} - nepoznati koeficijent regresije koji takođe varira i po jedinicama posmatranja i u dimenziji vremena i v_{it} - slučajna greška sa nultom srednjom vrednošću ($E(v_{it}) = 0$) i konstantnom varijansom ($E(v_{it}^2) = \sigma_v^2$, za svako i i t).

Ovako uopštenu formulaciju modela panela nije moguće oceniti jer broj regresionih parametara u modelu (NTK) prevazilazi broj podataka u uzorku (NT). Uvođenjem određenih ograničenja na regresione parametre modela, osobine nezavisno promenljivih, osobine slučajne greške, kao i osobine zavisnosti između nezavisno promenljivih i slučajne greške, povećava se broj stepeni slobode i obezbeđuju ocene nepoznatih parametara modela sa željenim svojstvima. Samim tim, prema uvedenim ograničenjima moguće je definisati različite tipove modela panela.⁷⁰

4.1.1. Tipovi modela panela

Najjednostavniji tip modela panela je **model sa konstantnim regresionim parametrima**. Ovakvo ograničenje znači da slučajna greška u modelu obuhvata sve varijacije i po jedinicama posmatranja i u dimenziji vremena, pa model ima sledeći oblik:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it},$$
$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

⁶⁹ Novaković T., Nikolić-Đorić Emilija, Mutavdžić Beba (2016), Problem multikolinearnosti u višestrukoj linearnoj regresiji, *Agroekonomika*, broj 72, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776.

⁷⁰ Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

Dakle, ovde važi da su regresioni parametri konstantni, odnosno da u poređenju sa opštom formulacijom modela panela važi: $\beta_{1it} = \beta_1$, za sve i i t , kao i $\beta_{kit} = \beta_k$ za sve i, t i $k=2, \dots, K$.

Ukoliko su ispunjene polazne pretpostavke koje se odnose na homogenost regresionih parametara i stohastičnost slučajne greške, nepoznate parametre je moguće oceniti metodom običnih najmanjih kvadrata (ONK). Pretpostavke koje važe za slučajnu grešku v_{it} su iste kao i kod klasičnog linearnog regresionog modela. Dakle, pretpostavlja se međusobna nezavisnost slučajnih grešaka: $Cov(v_{it}v_{js}) = 0$ za $i=j, t \neq s; i \neq j, t=s$ i $i \neq j, t \neq s$.⁷¹

Jedan od ključnih nedostataka modela panela sa konstantnim regresionim parametrima jeste taj da se zanemaruje različitost između jedinica posmatranja. Osobenost pojedinih jedinica posmatranja može biti podređena slučajnoj grešci, što kao posledicu ima uspostavljanje korelacione veze između slučajne greške i nekog od regresora. Samim tim, narušena je jedna od osnovnih pretpostavki klasičnog linearnog regresionog modela što u krajnjem slučaju vodi do pristrasnih i nekonzistentnih ocena, odnosno pogrešnih zaključaka.⁷²

U cilju dobijanja ocena modela sa željenim osobinama na osnovu kojih bi se dalje izveli pouzdani zaključci, najčešće je potrebno modelom obuhvatiti varijacije zavisne promenljive prema različitim jedinicama posmatranja. S tim u vezi, neophodno je definisati drugi tip modela panela koji razlike u uticaju između jedinica posmatranja objašnjava kroz različite ocene slobodnih članova. Ovakav tip modela se naziva model fiksnih individualnih efekata.

U opštem slučaju, **model fiksnih individualnih efekata** sa K nezavisnih promenljivih ima sledeći oblik:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

Za razliku od modela sa konstantnim regresionim parametrima, slobodan član varira, ali samo po jedinicama posmatranja, tako da važi: $\beta_{1it} = \beta_{1i}$, za sve t , kao i $\beta_{kit} = \beta_k$ za sve i, t i $k=2, \dots, K$. Shodno tome, slobodan član je moguće razložiti na sastavne komponente: β_1 (zajednička konstanta) i μ_i (individualne efekte), gde individualni efekti predstavljaju uticaj izostavljenih individualnih varijabli koje nisu eksplicitno uključene u model, ali ostvaruju uticaj na varijaciju zavisno promenljive.

Model fiksnih individualnih efekata moguće je zapisati i na sledeći način:

$$y_{it} = (\beta_1 + \mu_i) + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T.$$

Kao što je već navedeno, osnovna karakteristika individualnih varijabli jeste ta da se njene vrednosti razlikuju po jedinicama posmatranja ali su konstantne tokom vremena (vremenski invarijantne). Primera radi, takve varijable mogu predstavljati geografsku pripadnost poljoprivrednih gazdinstava, stručnu spremu zaposlenih i sl. Dakle, individualni efekti (μ_i) su fiksni i nepoznati parametri, mere efekat izostavljenih varijabli i sastavni su deo varijabilnog slobodnog člana β_{1i} .

⁷¹ Ibid.

⁷² Gujarti D.N., Porter D.C. (2009), *Basic Econometrics*, 5th Edition, McGraw-Hill, New York.

Model fiksnih individualnih efekata je moguće, tamo gde priroda istraživanja to zahteva, oceniti i uključivanjem veštačkih promenljivih za jedinice posmatranja. Uvođenjem veštačkih promenljivih u model fiksnih individualnih efekata, slobodan član β_{1i} i dalje ostaje varijabilan ali uzima fiksne vrednosti za različite jedinice posmatranja. U tom slučaju model fiksnih individualnih efekata ima sledeći oblik:

$$y_{it} = \beta_{11}j_1 + \beta_{12}j_2 + \beta_{1N}j_N + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it},$$

gde važi: $j_1 = 1$ za $i=1$, 0 za ostalo; $j_2 = 1$ za $i=2$, 0 za ostalo; ... $j_N = 1$ za $i=N$, 0 za ostalo.

Polazne pretpostavke modela fiksnih individualnih efekata koje se odnose na slučajnu grešku su:

1) slučajne greške su nezavisno i podjednako distribuirane sa nultom očekivanom vrednošću, imaju konstantnu varijansu i međusobno su nezavisne. Dakle, važi: $E(v_{it}) = 0$; $E(v_{it}, v_{js}) = \sigma_v^2$ za $i=j$ i $t=s$; $E(v_{it}, v_{js}) = 0$ za $i \neq j$ i $t \neq s$, $i \neq j$ i $t=s$, $i \neq j$ i $t \neq s$.

2) slučajne greške su nezavisne od objašnjavajućih promenljivih u modelu, tako da važi: $E(v_{it}|x_{it}) = 0$ za sve i i t .

Ukoliko su ispunjene polazne pretpostavke, model je moguće oceniti primenom metode *ONK*. Metod ocenjivanja primenom *ONK* u model sa veštačkim promenljivim se još naziva i *LSDV* metod (*engl. Least Squares Dummy Variable Method*). S druge strane, ukoliko su narušene polazne pretpostavke koje se odnose na homoskedastičnost slučajne greške i međusobnu nezavisnost grešaka v_{it} , do ocena nepoznatih parametara za željenim svojstvima se dolazi primenom metode uopštenih najmanjih kvadrata u oznaci *FEGLS* (*engl. Fixed Effects Generalised Least Squares Method*).

Problem koji se javlja prilikom ocene modela fiksnih individualnih efekata vezuje se za slučaj kada u modelu korespondira veliki broj jedinica posmatranja (N). U ovom slučaju se prilikom ocene modela gubi veliki broj stepeni slobode jer se pored $K-1$ regresionih parametara, ocenjuje i N broj parametara uz veštačke promenljive.

Samim tim, da bi se model fiksnih individualnih efekata uspešno ocenio, potrebno je prethodno izvršiti transformaciju modela kako bi se eliminisali slobodni članovi. Najčešće korišćen metod transformacije podrazumeva izračunavanje centriranih vrednosti varijabli u vidu odstupanja od individualnih proseka. U tom slučaju transformisani model je sledećeg oblika:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (v_{it} - \bar{v}_i),$$

gde su individualni proseci zavisno i nezavisno k -te promenljive: $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T \frac{y_{it}}{T}$, $\bar{x}_{ki} = \sum_{t=1}^T \frac{x_{kit}}{T}$ i $\bar{v}_i = \sum_{t=1}^T \frac{v_{it}}{T}$.

Primenom metode *ONK* na transformisani model dobijaju se ocene regresionih parametara sa oznakom $\hat{\beta}_{FE}$ koje podrazumevaju varijacije unutar jedinica, ali ne i varijacije između jedinica posmatranja. Kako se ocena $\hat{\beta}_{FE}$ zasniva na bazi varijacija varijabli unutar svake grupe jedinica, naziva se kovarijaciona ocena, a sam postupak takvog ocenjivanja „kovarijacioni metod“. Kovarijaciona ocena $\hat{\beta}_{FE}$ je nepristrasna u malim uzorcima i konzistentna u velikim uzorcima bez obzira na to da li je reč o asimptotskom ili poluasimptotskom slučaju.

Centriranjem varijabli u vidu odstupanja od individualnih proseka gubi se slobodan član pa ga nije moguće oceniti, baš kao ni individualne efekte. Naime, za individualni prosek individualnih efekata važi da je $\bar{\mu}_i = \sum_{t=1}^T \frac{\mu_i}{T} = \mu_i$, pa sledi da je $\mu_i - \bar{\mu}_i = 0$, dok je isto tako i $\beta_1 - \bar{\beta}_1 = 0$.

Bez obzira na to da li se prilikom ocene modela fiksnih individualnih efekata koristi *LSDV* ili kovarijacioni metod, dobijaju se jednake ocene regresionih parametara $\hat{\beta}_{FE}$. Takođe, prilikom ocene modela fiksnih individualnih efekata primenom kovarijacione metode ne dobijaju se ocenjene vrednosti slobodnog člana, pa samim tim ni ocene individualnih efekata. Ocenu slobodnog člana i individualnih efekata moguće je dobiti samo primenom *LSDV* metode. Kako su obe komponente slobodnog člana fiksni parametri, nije ih moguće oceniti bez dodatnih ograničenja na parametre uz veštačke promenljive. Jedno od mogućih ograničenja je sledećeg oblika: $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$. Na taj način, ocena zajedničke konstante β_1 i ocena individualnih efekata glase: $\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_{FE}\bar{x}$, odnosno $\hat{\mu}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_{FE}\bar{x}$.

Sa ciljem da se prilikom ocene varijabilnog slobodnog člana izbegne zamka štetne multikolinearnosti, model fiksnih individualnih efekata je metodom *LSDV* moguće oceniti na dva načina. U prvom slučaju, ukoliko u modelu figurišu i konstanta β_1 i individualni efekti μ_i , u model je potrebno uključiti $N-1$ veštačkih promenljivih. S druge strane, uključivanjem u model svih N veštačkih varijabli neophodno je izostaviti konstantu β_1 .⁷³

Osnovna karakteristika fiksnih individualnih efekata jeste ta da je heterogenost jedinica posmatranja direktno uključena u model što ne mora biti isključiv slučaj. Naime, ukoliko su individualne varijable stohastičkog karaktera, one su sastavni deo slučajne greške i kao takve su deo modela panela pod nazivom model slučajnih individualnih efekata.

Opšti oblik **modela slučajnih individualnih efekata** glasi:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it},$$

gde je ε_{it} kompozitna slučajna greška koja sadrži dve komponente, individualne efekte (μ_i) i ostatak greške (v_{it}), tako da važi: $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$.

Kako su individualni efekti stohastičkog karaktera, posmatrana specifikacija modela panela se zasniva na nešto širem dijapazonu polaznih pretpostavki koje se mogu svrstati u dve grupe. Prva grupa pretpostavki se odnosi na pojedinačne komponente slučajne greške μ_i i v_{it} :

1) obe komponente slučajne greške su nezavisno i podjednako distribuirane nultom srednjom vrednošću sa konstantnom varijansom, tako da važi: $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ i $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$;

2) individualni efekti i ostatak slučajne greške su međusobno nezavisni za sve opservacije i i t , tako da važi: $Cov(\mu_i, v_{it}) = 0$. Takođe, individualni efekti za različite opservacije i i j su međusobno nezavisni: $Cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ za $i \neq j$;

3) ostaci slučajne greške za iste jedinice posmatranja u različitim vremenskim periodima su međusobno nezavisni, kao i ostaci slučajne greške za različite opservacije u različitim vremenskim periodima, tako da važi: $Cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ za $t \neq s$, $Cov(v_{it}, v_{jt}) = 0$ za $i \neq j$ i $Cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ za $i \neq j$ i $t \neq s$;

4) objašnjavajuće nezavisno promenljive su nestohastičke i nisu korelisane sa pojedinačnim komponentama slučajne greške, tako da važi: $E(\mu_i | x_{it}) = 0$ i $E(v_{it} | x_{it}) = 0$ za svaki period $t=1, 2, \dots, T$.

⁷³ Dragutinović Mitrović Radmila (2002), *Analiza panel serija*, Zadužbina Andrejević, Beograd.

Drugu grupu pretpostavki čine izvedene pretpostavke koje se odnose na kompozitnu slučajnu grešku:

5) $E(\varepsilon_{it}) = 0$;

6) Pretpostavka koja se odnosi na homoskedastičnost kompozitne slučajne greške glasi: $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\nu}^2$;

7) kompozitne slučajne greške iste jedinice posmatranja u različitim vremenskim periodima su međusobno korelisane ($Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = \sigma_{\mu}^2$ za $i=j, t \neq s$) tako da važi: $\rho = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\nu}^2)$, gde koeficijent korelacije ρ predstavlja meru relativnog značaja individualnih efekata, s tim da korelaciona struktura ostaje ista za sve jedinice posmatranja i ne menja se bez obzira na udaljenost perioda t od perioda s ;

8) kompozitne slučajne greške različitih jedinica posmatranja su međusobno nezavisne za različite vremenske periode, tako da važi: $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$ za sve t i s .

Ukoliko su polazne pretpostavke ispunjene, model slučajnih individualnih efekata je moguće oceniti metodom *ONK* jedino ako je još i $\sigma_{\mu}^2 = 0$. Sve i da su polazne pretpostavke ispunjene, a da je $\sigma_{\mu}^2 \neq 0$, model slučajnih individualnih efekata nije moguće oceniti metodom *ONK*, već je neophodno koristiti metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške u oznaci *REGLS* (engl. *Random Effects Generalized Least Squares Method*).

Ocena modela slučajnih individualnih efekata metodom *REGLS* sastoji se iz dva koraka. U prvom koraku potrebno je polazni model transformisati centriranjem posmatranih varijabli tako da se dobije sledeća formulacija:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) + \sqrt{\theta} \bar{y}_i = \sqrt{\theta} \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki} + \sqrt{\theta} \bar{x}_{ki}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) + \sqrt{\theta} \bar{\varepsilon}_i,$$

gde je ponder $\theta = \frac{\sigma_{\nu}^2}{T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\nu}^2}$. Drugi korak se odnosi na primenu metode *ONK* na transformisani model.

Pod pretpostavkom da je ponder θ poznat, metodom *REGLS* dobija se ocena koeficijenta regresije $\hat{\beta}_{REGLS}$. Ocena $\hat{\beta}_{REGLS}$ zapravo predstavlja ponderisani prosek ocene „unutar jedinica posmatranja“ ($\hat{\beta}_{FE}$) i ocene „između jedinica posmatranja“ ($\hat{\beta}_{BE}$), gde se ocena $\hat{\beta}_{BE}$ dobija na osnovu prosečnih varijacija između različitih jedinica posmatranja pa odatle i naziv ocene.

Kada varijanse komponentata slučajne greške (σ_{μ}^2 i σ_{ν}^2) nisu poznate, što je takođe najčešći slučaj kod empirijskih istraživanja, posmatrane varijanse je potrebno prethodno oceniti, pa se ceo postupak naziva metod ocenjenih uopštenih najmanjih kvadrata *FREGLS* (engl. *Feasible Random Effects Generalized Least Squares Method*). Neki od metoda ocenjivanja varijansi komponentata slučajne greške nose naziv prema njihovim autorima, kao što su: *SWAR*, *WALHUS*, *AMEMIYA*, *NERLOVE* i drugi.⁷⁴

U prethodnom delu je objašnjeno kako individualne varijable koje nisu direktno uključene u model ostvaruju uticaj na varijaciju zavisno promenljive preko individualnih efekata. Pored individualnih varijabli u model je moguće uvrstiti i vremenske varijable koje takođe nisu direktno uključene u model, ali kvantifikuju uticaj vremenskih efekata na varijaciju zavisno promenljive. Vremenske varijable uzimaju iste vrednosti za različite jedinice posmatranja ali se razlikuju u dimenziji vremena. Najbolji primer su cene, koje su u tržišnoj ekonomiji iste za sve potrošače ali se menjaju tokom vremena.

⁷⁴ Ibid.

Prisustvo i individualnih i vremenskih efekata u modelima panela definiše modele individualnih i vremenskih efekata koji imaju dvojak specifikaciju – fiksnu i stohastičku. Kako ekonometrijska literatura ne prepoznaje panel modele individualnih i vremenskih efekata kao osnovu za definisanje modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija u cilju ocene tehničke efikasnosti proizvodnih subjekata, detaljniji opis ovih modela nije predstavljen.

Bitno je istaći da je zajednička karakteristika panel regresionih modela individualnih i/ili vremenskih efekata koji mogu biti u fiksnoj ili stohastičkoj specifikaciji, ta da su regresioni parametri koji stoje uz nezavisno promenljive konstantni. Ipak, ekonometrijska literatura prepoznaje i slučajeve kada je varijacija zavisno promenljive uslovljena promenom nezavisno promenljive kroz vreme i/ili za različite jedinice posmatranja. S tim u vezi, posebnu grupu modela panela predstavljaju modeli sa varijabilnim koeficijentom regresije, a osnovna podela je definisana prema tome da li koeficijenti regresije variraju samo po jedinicama posmatranja ili i po jedinicama posmatranja i kroz vreme. Kako su kod korišćenih modela stohastičke granične proizvodne funkcije, nepoznati regresioni parametri zajednički za sve jedinice posmatranja, ni ova grupa modela neće biti predmet detaljnije analize.

Dakle, sa aspekta stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija, glavni fokus je potrebno usmeriti na modele fiksnih ili slučajnih individualnih efekata. S tim u vezi, ključno pitanje je kako se odlučiti za odgovarajuću specifikaciju modela. Metodologija izbora između fiksne i stohastičke specifikacije modela individualnih efekata, predstavljena je u nastavku.

4.1.2. Izbor modela panela

Prilikom izbora adekvatnog modela, panel podatke je neophodno podvrgnuti odgovarajućim testovima koji se odnose na homogenost regresionih parametara, proveru eventualnog prisustva individualnih i/ili vremenskih efekata, specifikacije modela, ispunjenosti polaznih pretpostavki i sl. Dakle, definisanju modela panela, u skladu sa osnovnim principima ekonometrijskog modeliranja, prethodi niz statističkih testova sa ciljem da se formuliše model koji će dati ocene nepoznatih parametara sa željenim svojstvima, a sve u skladu sa ekonomskom i statističkom teorijom.

Generalno posmatrano, prvi korak prilikom definisanja modela panela jeste test homogenosti regresionih parametara. Prihvatanjem pretpostavke koja se odnosi na homogenost regresionih parametara, ekonometrijsko modeliranje se završava definisajem modela sa konstantnim regresionim parametrima. U obrnutom slučaju, neophodno je dodatno utvrditi da li se heterogena struktura jedinica posmatranja manifestuje preko slobodnog člana ili parametara uz nezavisno promenljive.

Zatim, u cilju izbora adekvatnog modela panela sledi identifikacija individualnih i/ili vremenskih efekata, kao i specifikacija modela. Utvrđivanjem specifikacije modela dobija se odgovor na pitanje, da li su individualni i/ili vremenski efekti fiksne ili stohastičke prirode. Na kraju, potrebno je proveriti i ispunjenost polaznih pretpostavki kao što su homoskedastičnost slučajne greške, odsustvo autokorelacije, povezanost individualnih i/ili vremenskih efekata sa regresorima, zavisnost panela i sl. Ukoliko je neka od polaznih pretpostavki narušena, u najvećem broju slučajeva, potrebno je vratiti se na neki od prethodnih koraka i prilagoditi model postojećoj situaciji.

4.1.2.1. Provera prisustva individualnih efekata

Provera homogenosti regresionih parametara zasniva se na dekompoziciji varijanse i primeni F testa prilikom donošenja zaključaka. Prilikom provere homogenosti regresionih parametara, analiza varijanse se najjednostavnije rečeno svodi na test značajnosti razlike između ocena modela sa ograničenjima i modela bez ograničenja. Bitno je navesti da se ova procedura koristi kako kod modela fiksnih individualni tako i kod modela fiksnih individualnih i vremenskih efekata. U prvom koraku testiranja, polazi se od modela proste linearne regresije koji je sledećeg oblika:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}x_{it} + v_{it}, \\ i = 1, 2, \dots, N \text{ i } t = 1, 2, \dots, T.$$

Zatim se testira homogenost slobodnog člana β_{1it} i koeficijenta regresije β_{2it} . Ukoliko se prihvati polazna pretpostavka da su regresioni parametri konstantni, prihvata se model gde regresioni parametar ne varira ni po jednicama posmatranja ni kroz vreme i sledećeg je oblika:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2x_{it} + v_{it}, \\ i = 1, 2, \dots, N \text{ i } t = 1, 2, \dots, T.$$

Odbacivanjem polazne pretpostavke, neophodno je nastaviti sa testiranjem, gde se sledeće pitanje odnosi na to da li su slobodni članovi u modelu konstantni ili ne, što predstavlja drugi korak prilikom testiranja homogenosti regresionih parametara u modelu. Na kraju, u trećem koraku, testiraju se regresioni parametri uz nezavisno promenljive gde se takođe ispituje njihova varijabilnost.

Alternativno, test homogenosti regresionih parametara, konkretno slobodnih članova, ujedno predstavlja i test prisustva fiksnih individualnih efekata u modelu panela. Samim tim, nulta hipoteza definisana kod testa homogenosti slobodnih članova u drugom koraku testiranja homogenosti regresionih parametara, u slučaju provere prisustva individualnih efekata, može se zapisati i kao:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0 \text{ (individualni efekti nisu prisutni);}$$

$$H_1: \mu_i \neq 0.$$

Ovde je bitno navesti da se testiranje homogenosti slobodnih članova (prisustvo individualnih efekata) sprovodi pod pretpostavkom da su parametri uz nezavisno promenljive konstantni. Prihvatanjem nulte hipoteze, zaključak je da individualni efekti nisu prisutni (homogeni slobodni članovi), dok se odbacivanjem nulte i prihvatanjem alternativne hipoteze zapravo potvrđuje prisustvo individualnih efekata, što znači da u modelu figurira slobodan član u obliku $\beta_{1i} = \beta_1 + \mu_i$. Sličan pristup važi i za identifikaciju vremenskih efekata.

Identifikacija individualnih i/ili vremenskih efekata, pored testova koji se zasnivaju na dekompoziciji varijanse, može se proveriti i testovima Lagranžovih multiplikatora (LM testovi), što je svojstveno testovima u stohastičkoj specifikaciji. Kao jedan od najčešće korišćenih LM testova jeste modifikovani **Breusch-Pagan test** (BP test), koji se prevashodno koristi kod testiranja heteroskedastičnosti slučajne greške. U praktičnoj primeni su još i **Honda test** (HO test), kao i **standardizovani LM test** (SLM test), **King Wu test** (KW), **Gourieroux, Holly, Monfort test** (GHM test) i sl.

Kada je reč o *BP* testu koji se najčešće koristi za proveru prisustva individualnih efekata u stohastičkoj specifikaciji, polazi se od toga da su individualni efekti deo kompozitne slučajne greške. Samim tim, kod **testa prisustva individualnih efekata u stohastičkoj specifikaciji** polazna pretpostavka glasi:

$H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ (individualni efekti nisu prisutni);

$H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$ (individualni efekti su prisutni).

Provera značajnosti komponente σ_μ^2 koja je deo varijanse kompozitne slučajne greške se sprovodi primenom sledeće test statistike:

$$LM_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T e_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2.$$

Reziduali e_{it} koji figuriraju u navedenoj test statistici predstavljaju rezidualne dobijene ocenom modela slučajnih individualnih efekata metodom *ONK*. Ukoliko je nulta hipoteza istinita, LM_1 statistika ima χ^2 - raspodelu sa 1 stepenom slobode. Prihvatanjem nulte hipoteze dolazi se do zaključka da individualni efekti nisu prisutni i da slučajna greška sadrži samo komponentu v_{it} . U obrnutom slučaju, može se smatrati da su individualni efekti prisutni, pa je slučajna greška sastavljena od komponenata μ_i i v_{it} .

Kako su varijanse po definiciji nenegativne vrednosti, moguće je definisati jednostrane i testove za proveru značajnosti komponenata varijanse kompozitne slučajne greške kao što je npr. **Honda test** (*HO*). Osnovna ideja se zasniva na činjenici da su varijanse po svojoj definiciji pozitivne vrednosti, pa da ako već nisu jednake nuli, što se pretpostavlja nultom hipotezom prilikom testiranja, moraju biti veće od nule.⁷⁵

4.1.2.2. Izbor između fiksne i stohastičke specifikacije modela

Izbor između fiksne i stohastičke specifikacije modela je jedno od ključnih pitanja prilikom ekonometrijskog modeliranja panel podataka. Često sama specifikacija proizilazi iz prirode podataka. Naime, ukoliko se raspolaže sa malim brojem jedinica posmatranja, za očekivati je da se prilikom ocene nepoznatih parametara koristi *LSDV* metod sa veštačkim promenljivim za jedinice posmatranja u modelu fiksnih efekata. S druge strane, kada se raspolaže velikim brojem podataka koji su na slučajan način izabrani u uzorak, prirodno je individualne i/ili vremenske efekte analizirati u stohastičkoj specifikaciji. U prilog stohastičkoj specifikaciji govori i priroda npr. individualnih efekata koji mere uticaj individualnih varijabli a koji nisu direktno uključeni u model pa im se opravdano može pripisati stohastički karakter. Ipak, kako je u empirijskim istraživanjima teško na osnovu prirode posmatranih efekata napraviti jasnu razliku po pitanju specifikacije modela, konkretno testiranje u cilju izbora adekvatne specifikacije modela je obavezno.

Izbor adekvatne specifikacije modela panela se vezuje za narušenost pretpostavke koja se odnosi na korelaciju između individualnih efekata i regresora. Prema *Mundlak-ovoj formulaciji*, razlika između ocena parametara modela fiksnih i stohastičkih efekata neće biti statistički značajna ukoliko je tačna specifikacija slučajnih efekata. Ukoliko postoji korelisanost individualnih efekata i nekog od regresora, ocene nepoznatih parametara u stohastičkoj specifikaciji će biti pristrasne i nekonzistentne, bez obzira na to da li se radi o oceni dobijenom metodom *REGLS* ili *ONK*. Kako se primenom kovarijacione metode u

⁷⁵ Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

postupku transformacije modela fiksnih efekata gube individualni efekti koji su deo slobodnog člana, ovom ocenom se jedino postiže konzistentnost.⁷⁶

Najčešće korišćen test specifikacije modela panela jeste **Hausman-ov test** kojim se ispituje razlika između ocene modela fiksnih ($\hat{\beta}_{FE}$) i stohastičkih efekata ($\hat{\beta}_{REGLS}$). Polazna pretpostavka Hausman-ovog testa specifikacije zasniva se na pretpostavci o korelisanosti individualnih efekata i regresora. Ova pretpostavka je od ključne važnosti, jer ako u modelu figuriraju individualni efekti (μ_i) i stohastičkog su karaktera, postoji mogućnost da su korelisani sa nezavisno promenljivom. Samim tim, nulta i alternativna hipoteza glase:

$$H_0: E(\mu_i | x_{it}) = 0;$$

$$H_1: E(\mu_i | x_{it}) \neq 0.$$

S druge strane, odgovarajuća test statistika je sledećeg oblika:

$$m_1 = \hat{q}'_1 \text{Var}(\hat{q}_1)^{-1} \hat{q}_1,$$

gde je $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{REGLS} - \hat{\beta}_{FE}$.

Ukoliko je polazna pretpostavka tačna, m_1 statistika ima χ^2 - raspodelu sa $K-1$ brojem stepeni slobode. Kako je ocena $\hat{\beta}_{REGLS}$ nepristrasna i konzistentna samo u slučaju da je nulta hipoteza tačna, prihvatanje nulte hipoteze vodi izboru modela stohastičke specifikacije. S druge strane, ukoliko postoji korelacija između individualnih efekata i posmatranog regresora, kovarijaciona ocena $\hat{\beta}_{FE}$ je jedina konzistentna, tako da je model u fiksnoj specifikaciji.

Prepreke sa kojima je moguće susresti se prilikom primene Hausman-ovog testa specifikacije, odnose se na ispunjenost polaznih pretpostavki. Naime, ukoliko su narušene pretpostavke o heteroskedastičnosti i autokorelaciji, test je pristrasan i ne doprinosi tačnoj specifikaciji. Zato je potrebno najpre proveriti ispunjenost polaznih pretpostavki i u slučaju prisustva heteroskedastičnosti i autokorelacije ili izvršiti odgovarajuće transformacije ili proveriti polaznu specifikaciju modela.

4.1.2.3. Provera ispunjenosti polaznih pretpostavki

Jedna od ključnih prednosti modela panela jeste ta da se heteroskedastičnost u velikoj meri može kontrolisati dekomponovanjem slučajne greške na deo koji varira samo po jedinicama posmatranja i deo koji varira po obe dimenzije. U skladu sa tim, jedna od pretpostavki modela panela podrazumeva homoskedastičnost slučajne greške ili tačnije konstantnu varijansu i po jedinicama posmatranja i kroz vreme: $\text{Var}(v_{it}) = \sigma_v^2$ i $\text{Var}(\mu_i) = \sigma_\mu^2$. Ukoliko je ova pretpostavka narušena, ocenjivanje metodom *REGLS* dobijaju se ocene koje su nepristrasne ali ipak neefikasne, pa je od velike važnosti otkriti narušenost ove pretpostavke.

Kada je reč o modelu individualnih slučajnih efekata, moguće je razlikovati tri slučaja heteroskedastičnosti:

1) heteroskedastičnost individualnih efekata dok je ostatak greške homoskedastičan:

$$\text{Var}(\mu_i) = \sigma_{\mu i}^2 \text{ i } \text{Var}(v_{it}) = \sigma_v^2;$$

2) heteroskedastičnost ostatka greške dok su individualni efekti homoskedastični:

$$\text{Var}(\mu_i) = \sigma_\mu^2 \text{ i } \text{Var}(v_{it}) = \sigma_{vi}^2;$$

3) heteroskedastičnost obe komponente kompozitne slučajne greške:

$$\text{Var}(\mu_i) = \sigma_{\mu i}^2 \text{ i } \text{Var}(v_{it}) = \sigma_{vi}^2.$$

⁷⁶ Ibid.

Za testiranje heteroskedastičnosti u modelima panela mogu se koristiti različiti testovi koji su najčešće modifikovane verzije testova za uporedne podatke. Jedan od najčešće korišćenih testova je **White-ov test** za ispitivanje homoskedastičnosti kompozitne slučajne greške ε_{it} , kao i **White-ov test** homoskedastičnosti ostatka slučajne greške v_{it} .

Kod testa homoskedastičnosti kompozitne slučajne greške ε_{it} , polazi se od pretpostavke da je greška homoskedastična protiv alternativne hipoteze da varijabilitet greške zavisi od regresora. Test statistika se dobija množenjem NT broja podataka sa koeficijentom determinacije dobijenim iz regresije kvadrata ONK reziduala na nezavisne promenljive, njihove kvadrate i međuproizvode. Ukoliko je polazna pretpostavka tačna, test statistika ima χ^2 - raspodelu sa $K-1$ brojem stepeni slobode. Ipak, kod modela panela heteroskedastičnost se češće proverava testovima koji se odnose odvojeno na komponente slučajne greške. Jedan od takvih testova je i **White-ov test** homoskedastičnosti ostatka greške v_{it} koji podrazumeva prethodnu primenu kovarijacione metode kako bi se iz modela eliminisali individualni efekti i dobili kovarijacioni reziduali. Zatim se izračunava test statistika tako što se NT broj podataka u modelu panela pomnoži sa koeficijentom determinacije dobijenim iz regresije kvadrata kovarijacionih reziduala na regresore, njihove kvadrate i međuproizvode. Ukoliko je tačna nulta hipoteza, test statistika ima χ^2 - raspodelu sa $K-1$ brojem stepeni slobode. Prihvatanjem polazne pretpostavke, može se smatrati da je polazna pretpostavka o homoskedastičnosti ostatka greške ispunjena. Pored **White-ovog** testa heteroskedastičnosti, u upotrebi su i modifikovani **Breusch-Pagan test** homoskedastičnosti ostatka slučajne greške, kao i veći broj **LM testova**, **Holly & Gardiol test**, **Baltagi**, **Bresson & Pirotte test** i dr.⁷⁷

S obzirom na to da testovi specifikacije postaju nepouzdana usled prisustva heteroskedastičnosti, neophodno je korigovati eventualno prisustvo varijanse slučajne greške koja nije konstantna. U najvećem broju slučajeva, potrebno je izvršiti transformaciju polaznog modela kao što je to slučaj kod metode uopštenih najmanjih kvadrata.

S druge strane, problem autokorelacije se najčešće javlja u analizi vremenskih serija kada postoji međusobna zavisnost sukcesivnih reziduala. Drugim rečima, ukoliko je vrednost slučajne greške za bilo koji vremenski period korelisana sa sopstvenom vrednošću iz prethodnog perioda može se reći da je prisutna autokorelacija.⁷⁸ Problem autokorelacije je prisutan i u modelima panela budući da panel podaci predstavljaju svojevrsnu kombinaciju uporednih podataka i vremenskih serija kojima je autokorelacija svojstvena.

S obzirom na to da je i u prethodnim primerima vezano za narušenost polaznih pretpostavki korišćen metod slučajnih individualnih efekata i kod problema autokorelacije će se učiniti isto. Pretpostavke koje se odnose na slučajnu grešku kod modela slučajnih individualnih efekata podrazumevaju postojanje korelacije između slučajnih grešaka za iste jedinice posmatranja u različitim vremenskim periodima ($Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_{\mu}^2$ za $t \neq s$). Postojeća korelacija se može izraziti kao: $\rho = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\nu}^2)$, a karakteriše je konstantna vrednost bez obzira na udaljenost vremenskih perioda t i s . S druge strane, pretpostavka je da nema korelacije između ostataka greške za iste jedinice posmatranja u različitim vremenskim trenucima ($Cov(v_{it}, v_{is}) = 0$ za $t \neq s$), što znači da kada je narušena ova pretpostavka smatra se da je model opterećen problemom autokorelacije.

⁷⁷ Ibid.

⁷⁸ Mladenović Zorica, Nojković Aleksandra, (2011), *Primenjena analiza vremenskih serija*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

Prisutnost autokorelacije dovodi do nepristrasnih ali neefikasnih ocena nepoznatih parametara modela panela. U zavisnosti od specifikacije modela panela, postoje različiti testovi na osnovu kojih se može identifikovati problem autokorelacije. U skladu sa modifikacijom testova, moguće je testirati autoregresione (*AR*) procese i procese pokretnih proseka (*MA*) prvog i viših redova. S ciljem identifikacije autokorelacije kod panel modela u stohastičkoj specifikaciji najviše su u upotrebi različiti **LM testovi**.

Na kraju, korelisanost slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja uzrokuje još jednu negativnu pojavu kod modela panela koja je poznata kao zavisnost panela ili *CS* zavisnost (*engl. Cross-Sectional Dependence*). Do negativne pojave zavisnosti modela panela dolazi usled neanticipiranih slučajnih šokova kao što je npr. Svetska ekonomska kriza iz 2008. godine.

Posledice zavisnosti panela su mnogobrojne i u najvećoj meri zavise od prirode korelisanosti između slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja. Ukoliko je *CS* zavisnost posledica zajedničkih šokova koji su deo slučajne greške, s tim da slučajne greške nisu korelisane sa regresorima, dobijaju se konzistentne ali neefikasne ocene parametara modela. S druge strane, ako su posmatrani šokovi kroz slučajnu grešku korelisani sa regresorima, dobijene ocene modela panela bez obzira na fiksnu ili stohastičku specifikaciju su pristrasne i nekonzistentne. Takođe, jedna od negativnih posledica zavisnosti panela jeste mogućnost donošenja pogrešnog zaključka prilikom testiranja prisustva jediničnog korena u modelima panela. Do pogrešnog zaključka kod testova jediničnog korena može se doći usled tradicionalne pretpostavke koja se odnosi na nezavisnost slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja.⁷⁹

S tim u vezi, u empirijskim istraživanjima, naročito makroekonomskim, *CS* zavisnost ukazuje na eventualnu nestacionarnost serije panel podataka. Nestacionarne panele karakteriše pre svega prisustvo jediničnog korena. To znači da su narušene osnovne pretpostavke stacionarnih vremenskih serija koje glase:

- 1) Očekivana vrednost analizirane serije podataka X_t je konstantna ($E(X_t) = const.$);
- 2) Varijansa analizirane serije podataka X_t je takođe konstantna sa protokom vremena ($Var(X_t) = const.$);
- 3) Kovarijansa između vrednosti vremenske serije X_t za različite periode posmatranja je konstantna ($Cov(X_t, X_{t+k}) = const.$).

Prisustvo testova jediničnog korena se u tradicionalnoj ekonometriji vremenskih serija u najvećem delu proverava **Dickey-Fuller testom** (*DF*), koji se oslanja na posebno dizajniranu teorijsku τ distribuciju.

Pojava nestacionarnosti panel podataka prvenstveno se vezuje za makro panele gde je N fiksno a $T \rightarrow \infty$ ili kada $N, T \rightarrow \infty$. Testovi jediničnog korena kod nestacionarnih serija panel podataka se u osnovi mogu podeliti na testove I i II generacije. Razlika između ove dve grupe testova zasnovana je na ispunjenosti pretpostavke o zavisnosti panela, odnosno korelaciji između jedinica posmatranja.

Ukoliko je pretpostavka da su jedinice posmatranja u modelu panela međusobno nezavisne (homogeni paneli), tada su u upotrebi testovi I generacije koji nose imena prema njihovim autorima kao što su: **LLC test** (Levin-Lin-Chu), **IPS test** (Im-Pesaran-Shin), **MW test** (Maddala-Wu), **Chou** testovi Fišerovog tipa, **Breitung test**, **Hadri test** i sl. Kada je reč o testovima II generacije, pretpostavka je da su jedinice posmatranja međusobno korelisane (heterogeni

⁷⁹ Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

paneli), a testovi koji se koriste za utvrđivanje jediničnog korena su: *Pesaran-ov CADF test*, *CIPS test*, *Mun-Peron-ov test*, *Bai-Ng test* i dr.⁸⁰

U prethodnom delu vezanom za metodologiju modela panela, bilo je reči o pre svega balansiranim panelima koje karakteriše jednak broj jedinica posmatranja za ceo period posmatranja. Međutim, u realnim ekonomskim istraživanjima često se dešava da potrebni podaci o analiziranoj pojavi nisu na raspolaganju za sve jedinice posmatranja u istom vremenskom periodu. U takvoj situaciji radi se o nebalansiranim panel podacima.

Način građenja modela panela sa nebalansiranim podacima se razlikuje od balansiranih modela panela pa im je potrebno posvetiti posebnu pažnju. Kako su u disertaciji korišćeni balansirani panel podaci, metodologija građenja modela za nebalansirane podatke neće se detaljnije analizirati.

4.2. Proizvodne funkcije

Proizvodne funkcije predstavljaju funkcionalnu vezu između ostvarenog outputa i angažovanih faktora proizvodnje (inputi). U svom najuopštenijem obliku proizvodna funkcija se matematički može zapisati na sledeći način:

$$P = F(V_1, V_2, \dots, V_n | \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k),$$

gde su sa V_1, V_2, \dots, V_n predstavljeni n faktori proizvodnje (npr. rad, kapital, varijabilni troškovi i sl.), sa $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ parametri funkcije koje je potrebno oceniti, a koji kvantifikuju vezu između angažovanih inputa i ostvarenog outputa, sa P ostvareni output (naturalno ili vrednosno) i sa F funkcionalna veza između analiziranih inputa i ostvarenog outputa. Ovakva matematička formulacija predstavlja kompleksnu aproksimaciju realnih tehnoloških relacija koje su zajedničke za sve jedinice posmatranja.⁸¹

Proizvodnu funkciju determiniše nekoliko ključnih karakteristika koje je bliže određuju. Pre svega, za vrednost funkcije $f(V_1, V_2, \dots, V_k)$ može se reći da je konačna, nenegativna realna vrednost. Pored navedenog, bitno je istaći da je proizvodnju nemoguće organizovati bez najmanje jednog inputa. Takođe, dodatna jedinica angažovanog inputa do određenog nivoa ne umanjuje output, što znači da je marginalna produktivnost nenegativna sve dok raste ukupna proizvodnja, gde se pod marginalnom produktivnošću podrazumeva promena u outputu usled dodatnog korišćenja određenog inputa. Kada ukupna proizvodnja dostigne svoj maksimum, marginalna produktivnost uzima vrednost 0. Kako sa dodatnim utroškom inputa ukupna proizvodnja počne da opada, marginalna produktivnost postaje negativna.

Ukoliko je u proizvodnu funkciju potrebno uvrstiti i vremensku dimenziju, posebno se uvodi varijabla koja predstavlja vreme, u oznaci t . U tom slučaju, varijabla koja označava vreme se predstavlja preko eksponencijalnog trenda oblika $e^{\varepsilon t}$, gde je vrednost parametra ε ujedno i mera (najčešće godišnja stopa) tehničkog progressa. Sam pojam tehničkog progressa predstavlja ekonomski fenomen koji se ostvaruje kroz promene u sredstvima za proizvodnju, kao i tehnološkim i organizacionim napretkom koji dovode do povećanja proizvodnje uz smanjenje utrošenog rada po jedinici proizvoda. Drugim rečima, tehnički progres predstavlja promene u proizvodnoj tehnologiji koje mogu biti posledica boljeg korišćenja postojećih inputa (neneutralni tehnički progres) ili poboljšanja kvaliteta angažovanih inputa (neutralni tehnički progres).⁸²

⁸⁰ Ibid.

⁸¹ Vujković Teodosije (1976), *Ekonometrijske metode i tehnike*, Informator – Zagreb, str. 106-132.

⁸² Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.

Homogenu proizvodnu funkciju oblika $P = f(V_1, V_2, \dots, V_k)$ bliže određuju dodatne karakteristike koje proizilaze iz sledećih odnosa:

a) odnos pojedinih inputa:

$$r_{hk} = \frac{V_h}{V_k};$$

b) odnos marginalnih (graničnih) produktivnosti pojedinih inputa:

$$R_{hk} = \frac{\partial P}{\partial V_k} / \frac{\partial P}{\partial V_h};$$

c) elastičnost supstitucije:

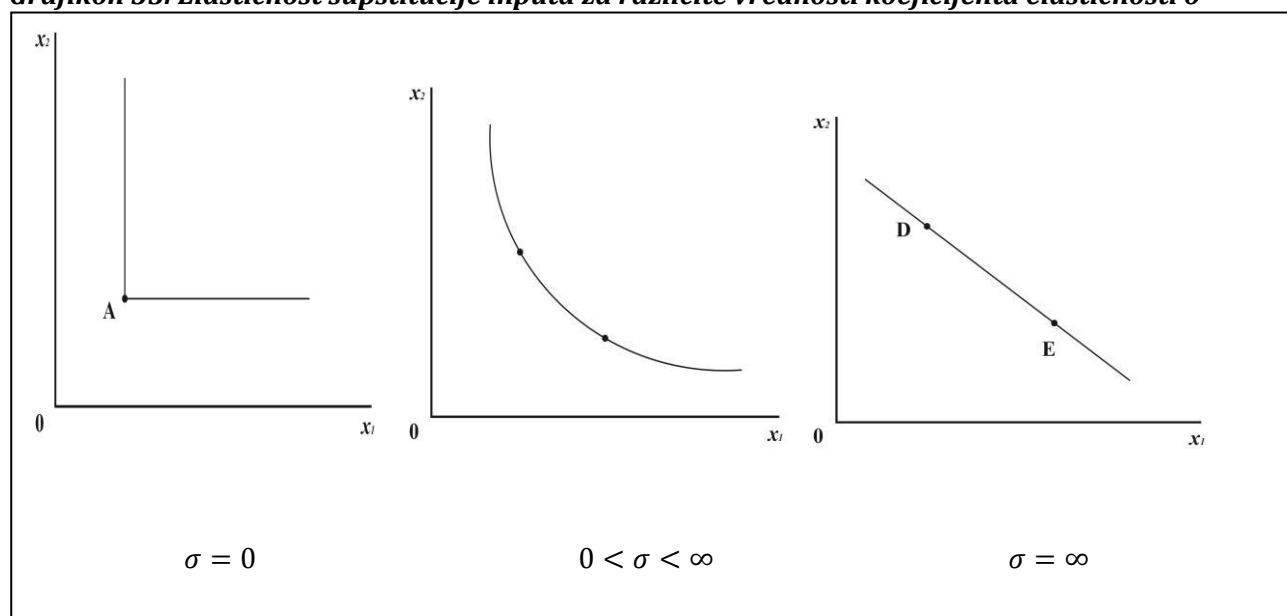
$$\sigma_{hk} = \frac{r_{hk}}{R_{hk}};$$

d) koeficijent parcijalne elastičnosti autputa prema promeni h -tog inputa:

$$E_{P, V_h} = \frac{\partial P}{\partial V_h} / \frac{P}{V_h}.$$

Ovde je bitno istaći nekoliko napomena koje se odnose na elastičnost supstitucije u oznaci σ . Kada je elastičnost supstitucije jednaka nuli, prilikom grafičkog predstavljanja elastičnosti supstitucije, izokvanta koja definiše proizvodnu funkciju formira prav ugao. U tom slučaju, promena određenog inputa nema nikakav uticaj na formiranje kombinacije faktora proizvodnje u tehnološkom procesu. Drugi ekstrem se odnosi na slučaj kada je elastičnost supstitucije neizmerno velika ($\sigma = \infty$), pa i najmanja promena u određenom inputu utiče na formiranje kvantitativne kombinacije faktora proizvodnje u tehnološkom procesu. Bitno je još istaći da se najveći broj realnih slučajeva nalazi između navedenih ekstrema ($0 < \sigma < \infty$), gde ukoliko je $\sigma > 1$, faktori proizvodnje se relativno lako supstituišu, dok u obrnutom slučaju ($\sigma < 1$), važi da se faktori proizvodnje relativno teško supstituišu. Na kraju, kada važi da je $\sigma = 1$, odnos faktora i marginalna stopa supstitucije se menjaju po istoj stopi. Grafikon 33 predstavljen u nastavku, daje grafički prikaz navedenih slučajeva elastičnosti supstitucije za slučaj kada figuriraju dva inputa u oznaci x_1 i x_2 .

Grafikon 33. Elastičnost supstitucije inputa za različite vrednosti koeficijenta elastičnosti σ



Izvor: Coelli i sar., 2005

U skladu sa prethodno navedenim, bitno je još istaći da suma parcijalne elastičnosti autputa u odnosu na sve faktore od uticaja definiše stopu povrata. S tim u vezi, stopa povrata može biti: konstantna, opadajuća i rastuća. Ukoliko proporcionalno uvećanje inputa dovodi do isto tako proporcionalnog uvećanja autputa, u pitanju je konstantna stopa povrata (*engl. constant returns to scale*). Kada proporcionalno uvećanje inputa dovodi do manje nego proporcionalnog uvećanja autputa, proizvodnu funkciju karakteriše opadajuća stopa povrata (*engl. decreasing returns to scale*). S druge strane, kada proporcionalno uvećanje inputa dovodi do više nego proporcionalnog uvećanja autputa, važi rastuća stopa povrata (*engl. increasing returns to scale*).

U ekonomskoj i ekonometrijskoj literaturi postoje različiti tipovi proizvodnih funkcija. Izbor odgovarajuće proizvodne funkcije prevashodno zavisi od cilja i potreba istraživanja što iziskuje dodatna saznanja o ispitivanoj pojavi, kao i usaglašenost sa drugim empirijskim istraživanjima na sličnu temu. Jedna od osnovnih podela proizvodnih funkcija zasniva se na tome da li su pokazatelji elastičnosti (E) i elastičnosti supstitucije (σ) konstantni za sve vrednosti inputa ili su ipak varijabilni.

4.2.1. Proizvodne funkcije konstantne elastičnosti supstitucije inputa

Proizvodnu funkciju koju karakteriše konstantna elastičnost supstitucije inputa prvi put je definisana pod akronimom *CES* (*engl. Constant Elasticity of Substitution*).⁸³

Navedena *CES* funkcija je definisana na sledeći način:

$$P = \gamma [\delta V_1^{-\rho} + (1 - \delta) V_2^{-\rho}]^{-\frac{v}{\rho}}.$$

U posmatranom modelu P predstavlja zavisno promenljivu (autput), dok kao nezavisno promenljive figurišu varijable V_1 i V_2 . Parametar γ predstavlja dati nivo proizvodne tehnologije koji je isti za sve proizvodne jedinice. Parametri kao što su δ , ρ i v su nepoznati parametri modela koje je potrebno oceniti.

Parametar δ ($\delta \in [0, 1)$) kvantifikuje vezu između korišćenih inputa i ostvarenog autputa. Parametar ρ ($\rho \in [-1, 0) \cup (0, \infty)$) predstavlja koeficijent supstitucije. Parametar v ($v \in [0, \infty)$) opredeljuje intezitet proizvodne funkcije tako da kada je $v > 1$ ili $v < 1$ funkcija je rastuća odnosno opadajuća, a kada važi $v = 1$ proizvodna funkcija ima konstantnu stopu prinosa.⁸⁴

Upravo kada važi da je $v = 1$, za proizvodnu funkciju se može reći da je linearno homogena funkcija dve varijable sa konstantnom elastičnošću supstitucije inputa, gde je navedenu elastičnost moguće izraziti kao:

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho}.$$

U ekonometrijskoj analizi pokazatelj elastičnosti supstitucije (σ), može uzeti vrednosti u intervalu od 0 do ∞ . Kada je $\sigma = 0$, supstitucija između inputa nije moguća. S druge strane, kada važi da je $\sigma < 1$, supstituciju između inputa je relativno teško sprovesti, za razliku od slučaja kada važi $\sigma > 1$, što znači da se inputi relativno lako supstituišu.

⁸³ Arrow K.J., Chenery H.B., Minhas B.S., Solow R.M. (1961), *Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency*, Review of Economics and Statistics, Vol. 43, pp. 225-250.

⁸⁴ Okorie D.I. (2017), *Testing the Existence of Cobb-Douglas and CES Production Functions in Nigeria*, International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, Vol 7. No. 3, pp. 270-297.

Uzimajući različite vrednosti za σ , moguće je definisati brojne funkcije konstantne elastičnosti supstitucije. Primera radi kada je $\sigma = \infty$, funkcija CES prelazi u linearnu funkciju oblika: $P = \gamma[aV_1 + bV_2]$. Kada je $\sigma = 2$, CES funkcija prelazi u iracionalnu funkciju oblika: $P = \gamma[a\sqrt{V_1} + b\sqrt{V_2}]^2$. Za $\sigma = \frac{1}{2}$ funkcija CES prelazi u razlomljenu racionalnu funkciju oblika: $P = \gamma[aV_1^{-1} + bV_2^{-1}]^{-1}$. Kada važi da je $\sigma = \frac{2}{3}$ proizvodna funkcija CES prelazi u iracionalnu funkciju, ali ovog puta oblika: $P = \gamma[aV_1^{-0,5} + bV_2^{-0,5}]^{-2}$. Za slučaj kada je $\sigma = 0$, proizvodna funkcija CES prelazi u oblik $P = \min[f_1(V_1) + f_2(V_2)]$ (*Leontief funkcija*), koja zahteva realizaciju datog nivoa outputa uz minimalni utrošak svakog od inputa.⁸⁵

Za potrebe analize u ovoj disertaciji, a sve u skladu sa empirijskim istraživanjima koja se odnose na ocenu tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, posebna pažnja će se posvetiti slučaju kada je $\sigma = 1$ i kada CES funkcija dobija oblik *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije. Ukoliko važi da je koeficijent elastičnosti supstitucije $\sigma = 1$, tada važi i da je parametar supstitucije $\rho = 0$, pa je model proizvodne funkcije moguće zapisati na sledeći način:

$$P = \gamma V_1^\delta V_2^{1-\delta}.$$

Za ovako definisan model homogene proizvodne funkcije važi da je $\delta + (1 - \delta) = 1$.

Cobb-Douglas-ovu proizvodnu funkciju su definisali istoimeni naučnici 1928. godine, gde je modelirana ostvarena proizvodnja preduzeća u SAD-u u funkciji angažovanog rada u oznaci L i kapitala u oznaci K za period 1889-1922. godine. Na taj način, definisana je funkcija oblika:

$$P = AL^\alpha K^\beta,$$

tako da važi: $\alpha > 0, \beta > 0$ i $\alpha + \beta = 1$.

U definisanom modelu parametar A predstavlja ukupni faktor produktivnosti, odnosno meru efekata dugogodišnjih tehnoloških promena na ukupnu produktivnost, dok parametri α i β predstavljaju procentualnu promenu ostvarenog outputa za povećanje ostvarenog rada odnosno kapitala za 1%.⁸⁶

Za slučaj kada se modelira ekonomski proces sa više relevantnih inputa, *Cobb-Douglas*-ova proizvodna funkcija ima sledeći oblik:

$$P = A \prod_{h=1}^k V_h^{\beta_h},$$

što se može zapisati i u logaritamskoj formi, pa model dobija sledeći oblik logaritamski linearne funkcije:

$$\ln P = a + \sum_{h=1}^k \beta_h \times \ln V_h,$$

gde je $a = \ln A$. Primenom metode *ONK*, moguće je dobiti ocene nepoznatih parametara linearnog regresionog modela α i β . Postupak provere statističke značajnosti regresionih parametara izvodi se na uobičajen način primenom *t*-testa.

⁸⁵ Vujković Teodosije (1976), *Ekonometrijske metode i tehnike*, Informator – Zagreb, str. 106-132.

⁸⁶ Cobb, C. W. & Douglas, P. H. (1928), *A Theory of Production (PDF)*, American Economic Review, Vol. 18 (Supplement), pp. 139-165.

Problem koji se često javlja kod linearnog oblika *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije jeste multikolinearnost, tačnije korelaciona veza između nezavisno promenljivih. Ukoliko se ovaj problem identifikuje, jedno od rešenja može biti korigovanje modela primenom informacionih kriterijuma. Takođe, rešenje može biti isključivanje varijabli za koje se smatra da su uzrok multikolinearnosti i uključivanje dodatnih promenljivih kako bi se razbila veza između korelisanih varijabli. Jedan od često korišćenih testova za identifikaciju multikolinearnosti kod modela proizvodnih funkcija je *Farrar-Glauber test* koji se oslanja na χ^2 raspodelu, a gde se odbacivanjem nulte hipoteze donosi se zaključak o prisustvu štetne multikolinearnosti.⁸⁷

Bitno je navesti da ekonometrijska literatura prepoznaje specijalne slučajeve i kada je *Cobb-Douglas*-ova proizvodna funkcija nelinearno homogena što znači da važi $\alpha + \beta \neq 1$. Funkcija je rastuća u slučaju da je $\alpha + \beta > 1$, odnosno opadajuća kada važi da je $\alpha + \beta < 1$. Kada je funkcija rastuća, povećanje inputa dovodi do više nego proporcionalnog uvećanja autputa. S druge strane, kod opadajuće funkcije povećanje inputa dovodi do više nego proporcionalnog smanjenja autputa. Na taj način, kada važi $\alpha + \beta \neq 1$, neophodno je uvesti termin *modifikovana Cobb-Douglas*-ova proizvodna funkcija⁸⁸, usled odstupanja od prvobitno definisane funkcije.

Dodatnim uopštavanjem *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije moguće je definisati transcendentalnu logaritamsku proizvodnu funkciju (ili skraćeno *translog* proizvodna funkcija).⁸⁹

Translog proizvodna funkcija dobija na značaju kada je za potrebe istraživanja neophodno uvažiti interakcije između korišćenih inputa. Samim tim, *translog* funkcija je funkcija drugog reda koja je linearna po parametrima i ima sledeći oblik:

$$\ln P = a + \sum_{i=1}^h \beta_i \ln V_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^h \beta_{ij} \ln V_i \ln V_j.$$

U definisanoj jednačini V_i ($i = 1, 2, \dots, h$) se odnosi na korišćeni input, P na ostvareni autput, dok parametar a ($a = \ln A$) kao i kod *Cobb-Douglas*-ovog i *CES* modela predstavlja nivo proizvodne tehnologije koja je svojstvena svim proizvodnim jedinicama koje su obuhvaćene modelom.

S druge strane, parametri β_i i β_{ij} su nepoznati parametri modela koje je potrebno oceniti, tako da važi $\beta_{ij} = \beta_{ji}$. Testiranjem statističke značajnosti regresionih parametara koji kvantifikuju združeni uticaj inputa na ostvareni autput, pruža se mogućnost izbora između *Cobb-Douglas*-ovog i *translog* modela proizvodne funkcije. U skladu sa konkretnom notacijom definisanog *translog* modela, ukoliko bi se dodatnim testiranjem prihvatila nulta hipoteza, $H_0: \beta_{ij} = 0$, model *translog* proizvodne funkcije bi se sveo na *Cobb-Douglas*-ovu proizvodnu funkciju, a samo testiranje se sprovodi uobičajenim *LR* testom koji se bazira na χ^2 raspodeli. Takođe, bitno je navesti da je jedan od glavnih nedostataka *translog* proizvodne funkcije veliki broj parametara koje je potrebno oceniti, kao i gotovo sigurno prisustvo štetne multikolinearnosti.

⁸⁷ Gorgess H. M., Abdul Naby A. I. (2012), *Using Restricted Least Squares Method to Estimate and Analyze the Cobb-Douglas Production Function with Application*, Ibn Al-Haitham Journal for Pure and Applied Science, Vol. 25, No. 2.

⁸⁸ Cheng M.L. & Han Y. (2014), *A modified Cobb-Douglas production function model and its application*, IMA Journal of Management Mathematics, Vol. 25, pp. 353-365.

⁸⁹ Christensen L.R., Jorgenson D.W., Lau L.J. (1971), *Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function*, Econometrica, Vol. 39, No. 4.

4.2.2. Proizvodne funkcije varijabilne elastičnosti supstitucije inputa

Pored proizvodnih funkcija sa konstantnom elastičnošću supstitucije, u primeni su i proizvodne funkcije koje podrazumevaju varijabilnu elastičnost supstitucije inputa – VES (*engl. Variable Elasticity of Substitution*).⁹⁰ Navedena funkcija je oblika:

$$P = \gamma e^{\varepsilon t} K^{1-\delta\rho} [L + (\rho - 1)(1 + bt)K]^{\delta\rho},$$

gde P predstavlja autput, K kapital, L angažovani rad, t vreme, parametar ε neutralni tehnički progres i parametar b neneutralni tehnički progres. Samim tim, u pitanju je linearno homogena funkcija proizvodnje gde je elastičnost supstitucije inputa varijabilna i može se predstaviti na sledeći način:

$$\sigma = 1 + \frac{(\rho - 1)(1 + bt) K}{1 - \delta\rho} \frac{1}{L}.$$

Ovako definisana elastičnost supstitucije prevashodno zavisi od odnosa raspoloživog kapitala i anagažovanog rada, pa je za različite kombinacije inputa i različita elastičnost supstitucije.

Kako elastičnost supstitucije zavisi i od stope neneutralnog tehničkog progressa b , u slučaju da je odsutan, elastičnost funkcije je sledećeg oblika:

$$\sigma = 1 + \frac{\rho - 1}{1 - \delta\rho} \frac{K}{L}.$$

Pored navedenih CES i VES proizvodnih funkcija, ekonometrijska literatura prepoznaje i proizvodnu funkciju gde kombinacije faktora proizvodnje mogu varirati i nisu konstantne. Proizvodna funkcija se skraćeno naziva HIPF (*engl. Homothetic Isoquant Production Function*), a njena glavna karakteristika je istovremeno kvantifikovanje tehničkog progressa i stope povrata (*engl. returns to scale*).⁹¹ Kako navedene VES i HIPF proizvodne funkcije nisu korišćene u daljem radu, neće se detaljnije razmatrati njihove karakteristike u ovom delu disertacije.

Dakle, sa aspekta ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, za proizvodne funkcije se može reći da imaju za cilj kvantifikovanje veze između tehnički maksimalno izvodljivog autputa i angažovanih inputa. Iako su poljoprivrednoj proizvodnji svojstvene fizičke jedinice mere, često da bi rezultati analize bili uporedivi, koriste se vrednosni pokazatelji, naročito kada je reč o ostvarenom autputu, jer se na taj način obuhvata i tržišni aspekt. Slično važi i za korišćene inpute, osim kada to nije moguće.⁹²

Najčešće korišćene funkcionalne forme modela prilikom ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava u empirijskim istraživanjima su *Cobb-Douglas* i *translog* proizvodna funkcija. Prednost *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije u odnosu na ostale oblike proizvodnih funkcija ogleda se u njenoj jednostavnosti, naročito prilikom interpretacije dobijenih rezultata (procentualna promena autputa za 1% promene inputa). Takođe, mogućnost svođenja nelinearne funkcije na lineranu, primenom logaritamske transformacije, omogućava sprovođenje uobičajenih ekonometrijskih testova na osnovu kojih je lako ispitati značajnost ispitivanih faktora od uticaja. Ukoliko je u skladu sa istraživanjem potrebno obuhvatiti i interakciju između posmatranih inputa, *translog* proizvodna funkcija se nameće kao prelazno rešenje. Samim tim, *translog* proizvodna funkcija svoju primenu u većoj meri

⁹⁰ Revankar N.S. (1970), *Capital-Labor Substitution, Technological Change and Economic Growth*, *Econometrica*, Vol. 38, No. 4.

⁹¹ Clemhout S. (1968), *The Class of Homothetic Isoquant Production Functions*, *The Review of Economic Studies*, Vol. 35, No. 1, pp. 91–104.

⁹² Mishra S.K. (2007), *A Brief History of Production Functions*, Munich Personal RePEc Archive, Item ID: 5254.

pronalazi prilikom ocene modela troškovne efikasnosti, usled prisustva i cena inputa u modelu. Ipak, primena *translog* proizvodne funkcije poziva na oprez usled izraženog problema multikolinearnosti koja se na određeni način prihvata kvanitifikovanjem interakcije između inputa. Neophodno je uzeti u obzir da se samim tim dodatno komplikuje primena statističkih testova. Takođe, prilikom interpretacije dobijenih rezultata potrebno je uvažiti marginalnu stopu supstitucije između inputa, kao i elastičnost inputa u odnosu na ostvareni output.

Kako u istraživanju koje sledi, izražavanje interakcija između posmatranih inputa nije od posebnog značaja, fokus će se preusmeriti na *Cobb-Douglas*-ovu proizvodnu funkciju, odnosno modifikovanu *Cobb-Douglas*-ovu proizvodnu funkciju. Dodatni razlozi za usvajanje *Cobb-Douglas*-ove funkcionalne forme modela odnose se na izbegavanje štetne multikolinearnosti i mogućnost primene statističkih testova u skladu sa metodologijom ekonometrije panela.

Iako je posmatrani vremenski period relativno kratak, prisustvo tehničkog progresa je moguće proveriti uključivanjem trenda kao nezavisno promenljive. U skladu sa posmatranom problematikom i vremenskim periodom kojim je obuhvaćeno istraživanje, tehnički progres treba posmatrati kao sposobnost poljoprivrednih proizvođača da angažovane inpute koriste na bolji način, pre nego poboljšanje kvaliteta korišćenih inputa. Na taj način, opšta forma modela *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije koja će predstavljati polaznu osnovu za formiranje modela stohastičke granične proizvodne funkcije posmatranih gazdinstava glasi:

$$\ln y = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_j + \beta_t t,$$

gde $\ln y$ predstavlja logaritamsku vrednost ostvarenog outputa, $\ln x_j$ logaritamske vrednosti j angažovanih inputa, t varijablu koja se odnosi na trend, β_0 slobodan član, a β_j i β_t nepoznate koeficijente regresije koje je potrebno oceniti. Bitno je navesti da se prisustvo tehničkog progresa određuje na osnovu statističke značajnosti parametra β_t . U slučaju da je koeficijent regresije β_t statistički značajan, dobijeni rezultat može se interpretirati i kao prosečna godišnja promena produktivnosti.

4.3. Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije za ocenu tehničke efikasnosti

Teorijski koncept proizvodnih funkcija zasniva se na težnji da se u datim uslovima proizvodnje, koji predstavljaju trenutni stepen tehnološkog razvoja, izrazi optimalnan nivo proizvodnje određenog proizvoda. Usklađivanje teorijskog koncepta proizvodnih funkcija sa empirijskim istraživanjima, moguće je postići ocenom efikasnosti u skladu sa raspoloživim podacima za dati skup posmatranih proizvodnih jedinica. S tim u vezi, prilikom ocene efikasnosti proizvodnih subjekata, izdvajaju se dva pristupa – neparаметarski i parametarski pristup.⁹³

U metodološkom smislu, parametarski pristup je baziran na ekonometrijskom modeliranju, za razliku od neparаметarskog pristupa koji se oslanja na metodologiju matematičkog programiranja. Prilikom ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u ovoj disertaciji, korišćen je isključivo parametarski pristup. U okviru parametarskog pristupa ocene modela graničnih proizvodnih funkcija, razlikuju se deterministički i stohastički modeli. U skladu sa tim, najpre će se izvršiti kratak pregled metodologije determinističkih modela, a zatim će se detaljno predstaviti metodologija ocene stohastičkih modela graničnih proizvodnih funkcija koji su u fokusu istraživanja predstavljenog u ovoj disertaciji.

4.3.1. Deterministički modeli granične proizvodne funkcije

Definisanje determinističkog pristupa prilikom ocene modela granične proizvodne funkcije, vezuje se za radove *Winsten, 1957*⁹⁴, *Aigner & Chu, 1968*⁹⁵, *Afrait, 1972*⁹⁶ i *Richmond, 1974*⁹⁷. U skladu sa navedenim radovima, opšta forma modela determinističke proizvodne funkcije je sledećeg oblika:

$$y_i = f(x_i; \beta) \times \exp\{-u_i\}.$$

U ovako definisanom modelu proizvodne funkcije y_i predstavlja proizvedeni nivo outputa za jedinicu posmatranja i , x_i predstavlja vektor inputa, β vektor nepoznatih parametara modela koje je potrebno oceniti, dok izraz $\exp\{-u_i\}$ predstavlja ocenu tehničke efikasnosti ($TE_i = \exp\{-u_i\}$). Kako za tehničku efikasnost važi da uzima vrednosti u intervali od 0 do 1, važi i da je $u_i \geq 0$. Takođe, za ovako definisan model proizvodne funkcije karakteristično je da ne uzima u obzir slučajne efekte koji nisu pod kontrolom proizvodnih subjekata a mogu imati uticaj na ostvareni output, pa otuda i naziv deterministički modeli.

⁹³ Farrell M.J. (1957), *The Measurement of Productive Efficiency*, Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General), Vol. 120, No. 3, pp. 253-290.

⁹⁴ Winsten C.B. (1957), *Discussion on Mr. Farrell's Paper*, Journal of the Royal Statistical Society Series A, General, 120, Part 3, pp. 282-284.

⁹⁵ Aigner D.J., Chu S.F. (1968), *On Estimating the Industry Production Function*, American Economic Review, Vol. 58, No. 4, pp. 826-839.

⁹⁶ Afrait S.N. (1972), *Efficiency Estimation of Production Functions*, International Economic Review, Vol. 13, No. 3, pp.568-598.

⁹⁷ Richmond J. (1974), *Estimating the Efficiency of Production*, International Economic Review, Vol. 15, No. 2, pp. 515-521.

Ukoliko se na deterministički model granične proizvodne funkcije, u cilju pojednostavljenja postupka ocene modela, izvrši logaritamska transformacija, dobija se *Cobb-Douglas*-ova funkcionalna forma modela koja ima sledeći oblik:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} - u_i.$$

U ovako definisanom modelu, nenegativna komponenta u_i ($u_i \geq 0$) garantuje da će važiti $y_i \leq f(x_i; \beta)$. Cilj je svakako oceniti nepoznati parametar β , kao i tehničku efikasnost za sve jedinice posmatranja, $TE_i = \exp\{-u_i\}$. Ograničenje da je $u_i \geq 0$, dodatno komplikuje postupak ocene modela, ali je ipak moguće izdvojiti tri različita načina za ocenu modela determinističke proizvodne funkcije.

Prvi način ocene modela determinističke proizvodne funkcije, bazira se na generisanju modela linearnog i kvadratnog matematičkog programiranja.⁹⁸ U slučaju modifikacije detremnističkog modela predstavljenog preko *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije na problem linearnog programiranja, cilj je minimizirati sumu odstupanja proizvedenog outputa od optimalnog nivoa outputa za sve jedinice posmatranja. S tim u vezi, problem lineranog programiranja može se predstaviti na sledeći način:

$$\begin{aligned} \min \sum_i u_i, \\ \left[\beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} \right] \geq \ln y_i, \quad i = 1, 2, \dots, I. \end{aligned}$$

Druga moguća modifikacija detremnističkog modela predstavljenog preko *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije, odnosi se na model kvadratnog programiranja gde je cilj minimizirati sumu kvadrata odstupanja proizvedenog od maksimalnog outputa. U tom slučaju, model kvadratne proizvodne funkcije moguće je predstaviti na sledeći način:

$$\begin{aligned} \min \sum_i u_i^2, \\ \left[\beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} \right] \geq \ln y_i, \quad i = 1, 2, \dots, I. \end{aligned}$$

Glavni nedostatak ovakvog pristupa je taj što su nepoznati parametri izračunate, a ne ocenjene vrednosti, pa samim tim nije moguće dodatno ispitati njihovu značajnost primenom nekih od statističkih testova. Ipak, problem ciljnog programiranja može se prevazići uvođenjem pretpostavke o raspodeli komponente u_i koja može pratiti eksponencijalnu ili polu-normalnu raspodelu.⁹⁹

Drugi način ocene modela determinističkih proizvodnih funkcija bazira se na ekonometrijskoj metodi korigovanih običnih najmanjih kvadrata. Metod ocene nepoznatih parametara primenom metode korigovanih običnih najmanjih kvadrata prati dvostepenu proceduru.¹⁰⁰

⁹⁸ Aigner D.J., Chu S.F. (1968), *On Estimating the Industry Production Function*, American Economic Review, Vol. 58, No. 4, pp. 826-839.

⁹⁹ Schmidt P. (1976), *On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions*, Review of Economics and Statistics, Vol. 58, No. 2, pp. 238-239.

¹⁰⁰ Winsten C.B. (1957), *Discussion on Mr. Farrell's Paper*, Journal of the Royal Statistical Society Series A, General, 120, Part 3, pp. 282-284.

U prvom koraku, potrebno je oceniti deterministički model proizvodne funkcije, kako bi se dobila konzistentna i nepristrasna ocena nepoznatog parametra β_n , odnosno konzistentna ali pristrasna ocena slobodnog člana β_0 . Zatim, u drugom koraku se izvodi korekcija ocene slobodnog člana β_0 u oznaci $\hat{\beta}_0^*$, tako da se osigura da granica efikasnosti obavlja sve podatke odozgo. Korigovanu ocenu slobodnog člana moguće je izvesti na sledeći način:

$$\hat{\beta}_0^* = \hat{\beta}_0 + \max_i \{\hat{u}_i\},$$

gde \hat{u}_i predstavlja rezidualne dobijene metodom običnih najmanjih kvadrata u prvom koraku. Na taj način, moguće je definisati i korigovane rezidualne \hat{u}_i^* na osnovu kojih se dalje može dobiti konzistentna ocena tehničke efikasnosti za svaku jedinicu posmatranja ($TE_i = \exp\{-\hat{u}_i^*\}$):

$$-\hat{u}_i^* = \hat{u}_i - \max_i \{\hat{u}_i\}.$$

Slično, Afrait, 1972¹⁰¹ i Richmond, 1974¹⁰² su predlagali modifikovani metod najmanjih kvadrata, koji predstavlja svojevrsnu modifikaciju korigovane metode najmanjih kvadrata. Metod modifikovanih običnih najmanjih kvadrata bazira se na pretpostavci da komponenta u_i prati neku od teorijskih raspodela kao što je predlagao i Schmidt, 1976¹⁰³ (eksponencijalna ili polu-normalna). Metod modifikovanih najmanjih kvadrata je sličan prethodno objašnjenom metodu korigovanih najmanjih kvadrata, s tim da je razlika što se modifikacija vrši u odnosu na prosečnu vrednost komponente u_i . Na taj način, u prvom koraku se nakon ocene modela primenom metode običnih najmanjih kvadrata izvodi modifikacija pristrasne ocene slobodnog člana, ovoga puta u oznaci $\hat{\beta}_0^{**}$, na sledeći način:

$$\hat{\beta}_0^{**} = \hat{\beta}_0 + E(\hat{u}_i).$$

Zatim se u drugom koraku izvodi modifikovana ocena komponente u_i :

$$-\hat{u}_i^{**} = \hat{u}_i - E(\hat{u}_i).$$

Sva tri navedena načina ocene modela determinističke granične proizvodne funkcije je relativno jednostavno izvesti. Ipak, za sva tri načina se vezuje isti nedostatak, a to je izostavljanje stohastičke komponente modela. Drugim rečima, determinističke granične proizvodne funkcije ne obuhvataju uticaj slučajnih efekata koji su van kontrole proizvodnih subjekata, što je u poljoprivrednoj proizvodnji koja je izložena snažnom uticaju klimatskih prilika i administrativnih mera od strane države, čest slučaj.

Samim tim, na osnovu modela determinističkih graničnih proizvodnih funkcija nije moguće oceniti uticaj različitih faktora na prisutnu tehničku (ne)efikasnost. Sasvim logično, problem je moguće prevazići uvođenjem stohastičke komponente koja će obuhvatati uticaj svih onih slučajnih faktora koji su van kontrole proizvodnih subjekata, a koji su prisutni u gotovo svakom proizvodnom procesu. S tim u vezi, u nastavku je predstavljena metodologija za ocenu modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija.

¹⁰¹ Afrait S.N. (1972), *Efficiency Estimation of Production Functions*, International Economic Review, Vol. 13, No. 3, pp.568-598.

¹⁰² Richmond J. (1974), *Estimating the Efficiency of Production*, International Economic Review, Vol. 15, No. 2, pp. 515-521.

¹⁰³ Schmidt P. (1976), *On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions*, Review of Economics and Statistics, Vol. 58, No. 2, pp. 238-239.

4.3.2. Stohastičke granične proizvodne funkcije

Metodologija ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, prvi put je predstavljena u radovima Aigner i sar., 1977¹⁰⁴ i Meeusen & van den Broeck, 1977¹⁰⁵. Iako odvojene studije, koje su nastajale bez znanja o radu druge strane, u oba rada je istaknut značaj slučajnih faktora koji imaju uticaj na varijabilitet ostvarenog outputa. Oslanjajući se na Cobb-Douglas-ovu funkcionalnu formu modela, stohastičku graničnu proizvodnu funkciju, moguće je predstaviti na sledeći način:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} + \varepsilon_i.$$

Za razliku od determinističkih modela gde se svako odstupanje od granice efikasnosti tumači kao neefikasnost, kod stohastičkih modela figurira kompozitna slučajna greška modela (ε_i), koja je sastavljena od dve komponente, tako da važi: $\varepsilon_i = v_i - u_i$. Upravo prva komponenta ukupne greške modela (v_i), predstavlja razliku između determinističkih i stohastičkih modela jer obuhvata sve one slučajne faktore koji su van kontrole proizvodnih subjekata, a zasigurno su prisutni i ostvaruju uticaj na ostvareni output.

Prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, polazi se od pretpostavke da je komponenta v_i normalno raspoređena sa homoskedastičnom varijansom σ_v^2 . Ipak, kompozitna slučajna greška modela (ε_i) je asimetrična, jer važi da je $u_i \geq 0$. Komponenta u_i , kao što je bilo reči ranije, predstavlja jednostranu, asimetričnu komponentu koja obuhvata uticaj svih onih faktora koji su pod kontrolom proizvodnih subjekata a imaju uticaj na ostvareni output. Drugim rečima, komponenta u_i predstavljaju meru ostvarene tehničke neefikasnosti.

S tim u vezi, osnovnim tehnikama ekonometrijske analize, moguće je testirati prisustvo tehničke neefikasnosti. Naime, kako važi da je $\varepsilon_i = v_i - u_i$, kompozitna slučajna greška modela u slučaju prisustva tehničke neefikasnosti je asimetrična. Ako bi se desilo da nije utvrđeno prisustvo tehničke neefikasnosti ($u_i = 0$), važilo bi da je $\varepsilon_i = v_i$, pa bi slučajna greška modela bila simetrična. S druge strane, kada je $u_i > 0$, kompozitna slučajna greška modela ε_i je negativno asimetrična, što ukazuje na prisustvo tehničke neefikasnosti.

U skladu sa prethodno navedenim, test prisustva tehničke neefikasnosti bazira se na rezidualima dobijenim metodom običnih najmanjih kvadrata, a sama test statistika je slična obračunu Prvog Pirsonovog koeficijenta, standardnoj meri prilikom utvrđivanja asimetrije raspoloživih podataka.

Odgovarajuća test statistika glasi:

$$(b_1)^{1/2} = \frac{m_3}{(m_2)^{3/2}},$$

gde su m_2 i m_3 drugi i treći centralni momenti, dobijeni na osnovu reziduala metodom običnih najmanjih kvadrata.¹⁰⁶

¹⁰⁴ Aigner D.J., Knox Lovell C., Schmidt P. (1977), *Formation And Estimation Of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics, Vol. 6, No. 1, pp. 21-37.

¹⁰⁵ Meeusen W., van den Broeck J. (1977), *Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error*, International Economic Review, Vol. 18, No. 2, pp. 435-444.

¹⁰⁶ Schmidt P. & Lin T.F. (1984), *An Error Structure for Systems of Translog Cost and Share Equations*, Working Paper, No. 8309, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing, MI.

U slučaju da je test statistika $(b_1)^{1/2} = 0$, važi da je $m_3 = 0$, pa je kompozitna slučajna greška modela simetrična, što ukazuje na odsustvo tehničke neefikasnosti. Prisustvo tehničke neefikasnosti moguće je identifikovati kada važi da je $m_3 < 0$, dok je u suprotnom ($m_3 > 0$) neophodno proveriti adekvatnost modela u celini.

S druge strane, *Coelli, 1995*¹⁰⁷, kritikuje prethodno obrazložen test prisustva tehničke neefikasnosti i predlaže test statistiku koja je normalno distribuirana sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom ($N(0,1)$). U pitanju je test statistika koja ima sledeći oblik:

$$M3T = \frac{m_3}{\left(\frac{6m_3^2}{I}\right)^{1/2}},$$

gde je I broj jedinica posmatranja. Prednost oba navedena testa se ogleda u njihovoj jednostavnosti jer se baziraju na rezidualima dobijenim metodom običnih najmanjih kvadrata. Međutim, način na koji su testovi formulisani ukazuje i na to da se baziraju na asimptotskoj teoriji, što ograničava primenu testova u slučaju malih uzoraka.

Pored navedena dva testa, u primeni je i test koji su formulisali *D'Agostino i sar., 1990*¹⁰⁸. U pitanju je test normalnosti reziduala koji prati χ^2 raspodelu sa dva stepena slobode. Ukoliko se nulta hipoteza da su reziduali normalno raspoređeni odbaci, analiza se nastavlja jer je zaključak da u modelu figurira komponenta koja se odnosi na tehničku neefikasnost.

4.3.2.1. Teorijske raspodele tehničke neefikasnosti

Kako jedna od polaznih pretpostavki prilikom ocene regresionih modela primenom metode običnih najmanjih kvadrata, glasi da je slučajna greška modela nezavisna od regresora, za očekivati je da se dobiju konzistentne i nepristrasne ocene koeficijenata regresije β_n , ali konzistentne i pristrasne ocene slobodnog člana β_0 . Samim tim, u empirijskim istraživanjima u primeni je dvostepena procedura, gde se najpre metodom običnih najmanjih kvadrata ocene koeficijenti regresije β_n , a zatim u drugom koraku metodom maksimalne verodostojnosti slobodan član β_0 . Takav pristup podrazumeva pretpostavku o raspodeli komponente u_i koja može pratiti polu-normalnu, eksponencijalnu, trankiranu ili gama raspodelu.¹⁰⁹

Bitno je istaći, da u empirijskim istraživanjima u okviru kojih se ocena tehničke efikasnosti izvodi na osnovu panel podataka, u najvećem broju slučajeva komponenta u_i prati polu-normalnu ili trankiranu-normalnu raspodelu. Samim tim, posebna pažnja će se posvetiti modelima stohastičke granične proizvodne funkcije prilagođenim panel podacima gde komponenta u_i prati navedene teorijske distribucije.

Primena **polu-normalne raspodele** za komponentu slučajne greške koja se odnosi na tehničku neefikasnost, polazi od sledećih pretpostavki:

a) $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$;

b) $u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2)$;

c) v_i i u_i su nezavisne jedna od druge, a takođe nisu korelisane ni sa regresorima.

¹⁰⁷ Coelli T. (1995), *Estimators and Hypothesis Tests for Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 6, No. 4, pp. 247-268.

¹⁰⁸ D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr. (1990), *A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality*, The American Statistician, Vol. 44, pp. 316-321.

¹⁰⁹ Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

Samim tim, ukoliko se za polazni model uzme *Cobb-Douglas*-ova proizvodna funkcija:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i,$$

parametre koje je potrebno oceniti su: $\beta_0, \beta_n, \sigma_v^2$ i σ_u^2 .

Funkcija gustine za $u_i \geq 0$ može se izraziti na sledeći način:

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\}.$$

Slično, funkcija gustine za v glasi:

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Na taj način, funkcija gustine za ε , odnosno združena funkcija gustine za v i u je sledećeg oblika:

$$f(u, v) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Kako važi da je $\varepsilon = v + (-u)$, združena funkcija gustine za ε i u je sledećeg oblika:

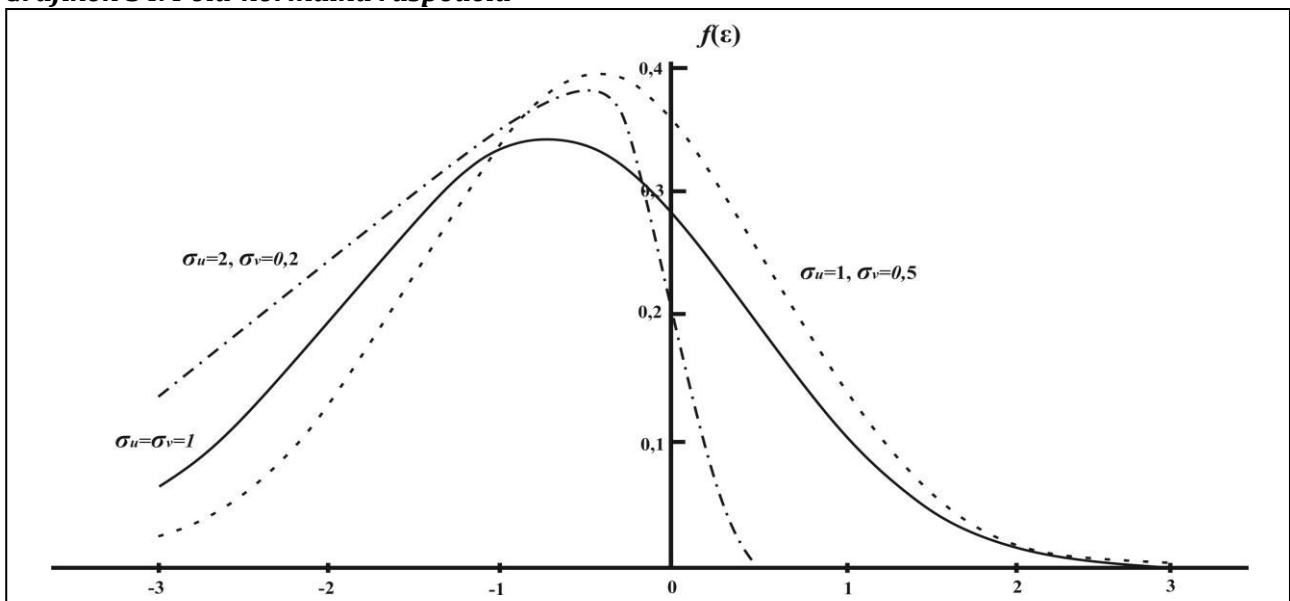
$$f(u, \varepsilon) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon + u)^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

U skladu sa prethodno navedenim, marginalna funkcija gustine za ε može se zapisati na sledeći način:

$$f(\varepsilon) = \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left[1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)\right] \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma^2}\right\} = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right),$$

gde su $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{\frac{1}{2}}$, $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$, a $\Phi(\cdot)$ i $\phi(\cdot)$ kumulativna distribucija normalne raspodele i funkcija gustine respektivno. Generalno posmatrano, polu-normalnu raspodelu definišu dva parametra, σ_u i σ_v , odnosno σ i λ . Grafički prikaz polu-normalne raspodele za različite kombinacije σ_u i σ_v predstavljen je u nastavku (grafikon 34).

Grafikon 34. Polu-normalna raspodela



Izvor: Kumbhakar & Knox Lovell, 2003

Poseban značaj parametra λ jeste taj što se na osnovu njega može definisati uticaj komponenti u i v na kompozitnu slučajnu grešku ε , na osnovu čega se dalje može utvrditi i opravdanost primene modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Formalan test za utvrđivanje statističke značajnosti parametra λ predstavljena je u nastavku.¹¹⁰

Test statistika se zasniva na količniku verodostojnosti i glasi:

$$LR = -2[L(H_0) - L(H_1)],$$

gde su $L(H_0)$ i $L(H_1)$ vrednosti dobijene iz modela ocenjenog na osnovu metode običnih najmanjih kvadrata i modela stohastičke granične proizvodne funkcije, respektivno. Ukoliko je nulta hipoteza ($H_0: \sigma_u^2 = 0$ ili $\lambda = 0$) tačna, asimptotska distribucija verovatnoća prati miks χ^2 raspodelu, a kritične vrednosti su definisane od strane.¹¹¹

Očekivana srednja vrednost i varijansa marginalne funkcije gustine za $f(\varepsilon)$ glase:

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

i

$$V(\varepsilon) = \frac{\pi - 2}{\pi} \sigma_u^2 + \sigma_v^2.$$

Samim tim, ocenu tehničke efikasnosti za sve proizvodne subjekte moguće je izvesti iz izraza: $[1 - E(u)]$, odnosno $TE = e(\exp\{-u\})$.¹¹²

Na taj način, funkcija verodostojnosti za uzorak koji broji I proizvođača ($i=1, 2, \dots, I$) glasi:

$$\ln L = \text{constant} - I \ln \sigma + \sum_i \ln \Phi\left(-\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \varepsilon_i^2.$$

U cilju ocene tehničke efikasnosti na nivou proizvodne jedinice, uslovna raspodela za u glasi:

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{(u - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\}}{\left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)\right]},$$

gde je $\mu_* = -\varepsilon\sigma_u^2/\sigma^2$ i $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \left(\frac{\sigma_v^2}{\sigma^2}\right)$.¹¹³

Budući da je $f(u|\varepsilon)$ distribuirana sa $N^+(\mu_*, \sigma_*^2)$, sredina ili modus mogu poslužiti kao ocena za tehničku neefikasnost. S tim u vezi, očekivana srednja vrednost i modus se mogu izraziti kao:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] = \sigma_* \left[\frac{\phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) \right]$$

i

¹¹⁰ Coelli T. (1995), *Estimators and Hypothesis Tests for Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 6, No. 4, pp. 247-268.

¹¹¹ Kodde D.A. & Palm F.C. (1986), *Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions*, Econometrica, Vol. 54, pp. 1243-1248.

¹¹² Aigner D.J., Knox Lovell C., Schmidt P. (1977), *Formation And Estimation Of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics, Vol. 6, No. 1, pp. 21-37.

¹¹³ Jondrow J., Knnox Lovell C.A., Materov I.S., Schmidt P (1982), *On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, Econometrics, Vol.19, pp. 233-238.

$$M(u_i|\varepsilon_i) = \begin{cases} -\varepsilon_i \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \right) & \text{ako je } \varepsilon_i \leq 0 \\ 0 & \text{ostalo.} \end{cases}$$

Ovde je bitno navesti da se u empirijskim istraživanjima ocena tehničke efikasnosti češće izvodi na osnovu očekivane srednje vrednosti. S tim u vezi, ocena tehničke efikasnosti za proizvodnu jedinicu i glasi:

$$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}.$$

Pored navedenog, za ocenjene vrednosti tehničke efikasnosti moguće je izraziti i odgovarajuće intervale poverenja.¹¹⁴ Donja (L_i) i gornja (U_i) granica $(1 - \alpha)100\%$ intervala poverenja može se izraziti preko sledećih izraza:

$$L_i = \exp\{-\mu_{*i} - z_L \sigma_{*}\},$$

$$U_i = \exp\{-\mu_{*i} - z_U \sigma_{*}\},$$

gde su:

$$Pr(Z > z_L) = \frac{\alpha}{2} \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_{*}} \right) \right],$$

$$Pr(Z > z_U) = \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_{*}} \right) \right].$$

Dodatno, za parametar $Z (N(0,1))$ važi sledeće:

$$z_L = \Phi^{-1} \left\{ \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_{*}} \right) \right] \right\},$$

$$z_U = \Phi^{-1} \left\{ \left[1 - \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right] \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_{*}} \right) \right] \right\}.$$

Ukoliko komponenta tehničke neefikasnosti prati **eksponencijalnu raspodelu**,¹¹⁵ pretpostavke na kojima se zasniva model granične proizvodne funkcije glase:

a) $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$;

b) $u_i \sim iid$ eksponencijalna;

c) v_i i u_i su nezavisne jedna od druge, a takođe nisu korelisane ni sa regresorima.

Funkcije gustine za u_i i v_i su iste kao i kod polu-normalne raspodele. Združene funkcije gustine za u i v , odnosno u i ε mogu se zapisati na sledeći način:

$$f(u, v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_v} \exp \left\{ -\frac{u}{\sigma_u} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2} \right\}$$

i

$$f(u, \varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_v} \exp \left\{ -\frac{u}{\sigma_u} - \frac{1}{2\sigma_v^2} (u + \varepsilon)^2 \right\}.$$

¹¹⁴ Horrace W.C. & Schmidt P. (1996), *Confidence Statements for Efficiency Estimates from Stochastic Frontier Models*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 7, pp. 257-282.

¹¹⁵ Meeusen W., van den Broeck J. (1977), *Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error*, International Economic Review, Vol. 18, No. 2, pp. 435-44.

Samim tim, marginalna funkcija gustine za ε ima sledeći oblik:

$$f(\varepsilon) = \int_0^{\infty} f(u, \varepsilon) du = \left(\frac{1}{\sigma_u}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right) \exp\left\{\frac{\varepsilon}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right\}.$$

Za marginalnu funkciju gustine ε može se reći da je asimetrična sa očekivanom sredinom i varijansom:

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u,$$

$$V(\varepsilon) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2.$$

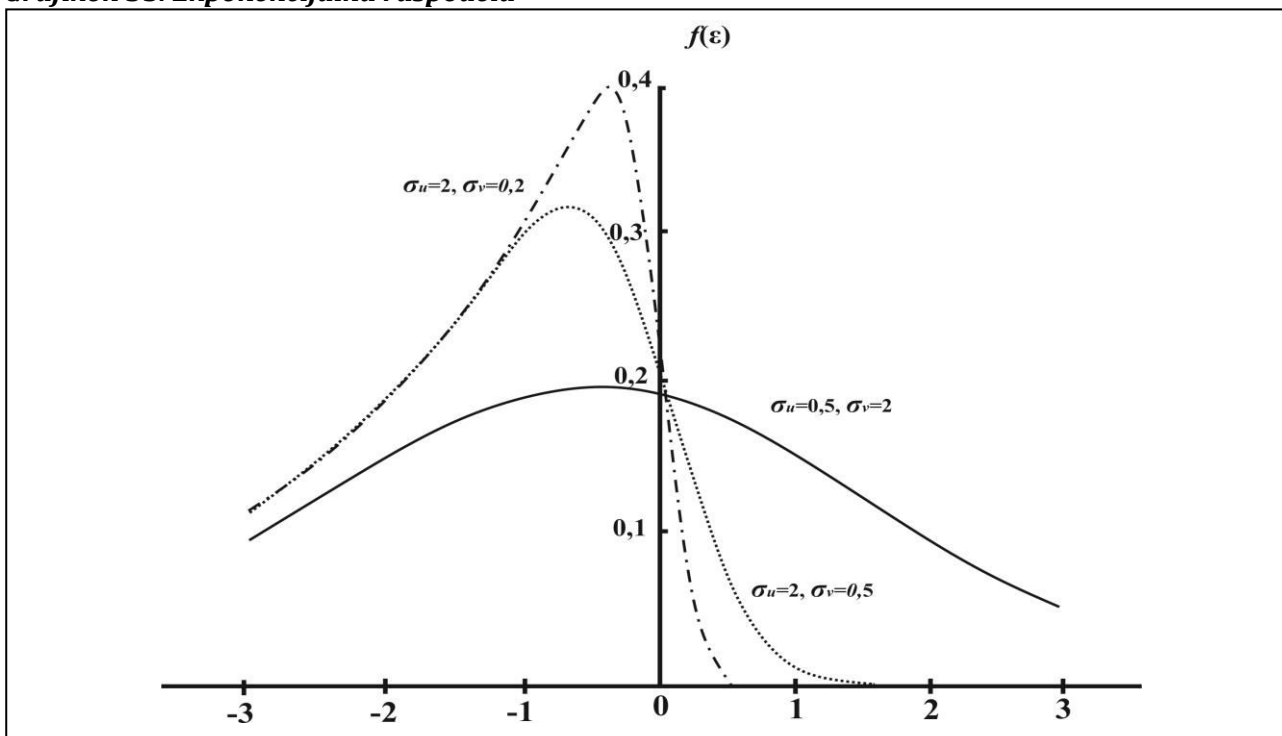
Oblik eksponencijalne raspodele prvenstveno zavisi od vrednosti koje poseduju σ_u i σ_v , što je predstavljeno na grafikonu 35.

Kao što se može videti na grafikonu 35, eksponencijalna distribucija je asimetrična, a kako raste odnos σ_u/σ_v distribucija sve više poprima oblik negativno asimetrične raspodele. S druge strane, kako raste σ_v/σ_u , distribucija poprima oblik normalne raspodele. Funkcija verodostojnosti za uzorak koji broji I proizvodnih jedinica ima sledeći oblik:

$$\ln L = \text{constant} - I \ln \sigma_u + I \left(\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right) \sum_i \ln \Phi\left(-\frac{\varepsilon - (\sigma_v^2/\sigma_u)}{\sigma_v}\right) + \sum_i \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u}.$$

Slično kao i kod polu-normalne raspodele, ocena tehničke efikasnosti može se izračunati preko očekivane srednje vrednosti ili modusa.

Grafikon 35. Ekponencijalna raspodela



Izvor: Kumbhakar & Knox Lovell, 2003

Uslovna funkcija distribucije za u glasi:

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v \Phi(-\tilde{\mu}/\sigma_v)} \exp\left\{-\frac{(u - \tilde{\mu})^2}{2\sigma_u^2}\right\},$$

gde je $\tilde{\mu} = -\varepsilon - (\sigma_v^2/\sigma_u)$.

Kako za funkciju $f(u|\varepsilon)$ važi $N^+(\tilde{\mu}, \sigma_v^2)$, očekivana srednja vrednost je:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \tilde{\mu}_i + \sigma_v \left[\frac{\phi(-\tilde{\mu}/\sigma_v)}{\Phi(\tilde{\mu}/\sigma_v)} \right],$$

dok za modus važi sledeće:

$$M(u_i|\varepsilon_i) = \begin{cases} -\tilde{\mu}_i & \text{ako je } \tilde{\mu}_i \geq 0 \\ 0 & \text{ostalo.} \end{cases}$$

Dobijene ocene tehničke efikasnosti su nepristrasne ali ne i konzistentne. Takođe, odgovarajuće intervale poverenja moguće je izvesti na isti način kao i kod polu-normalne raspodele. Jedina razlika je što $(u_i|\varepsilon_i)$ poseduje drugačiju funkciju gustine.¹¹⁶

Polu-normalna raspodela se može generalizovati preko **trankirane-normalne raspodele**.¹¹⁷ Pretpostavke na kojima se zasniva model granične proizvodne funkcije glase:

a) $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$;

b) $u_i \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2)$;

c) v_i i u_i su nezavisne jedna od druge, a takođe nisu korelisane ni sa regresorima.

Trankirana raspodela se razlikuje od polu-normalne raspodele u tome što poseduje dodatan parametar μ koji je potrebno oceniti. Drugim rečima, trankirana raspodela dozvoljava da modus i sredina uzimaju i nenulte vrednosti.

Funkcija gustine za v je ista kao i kod polu-normalne raspodele. S druge strane, funkcija gustine za u glasi:

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\Phi(\mu/\sigma_u)} \exp\left\{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2}\right\},$$

gde je μ modus normalne raspodele ograničen na vrednosti ispod nule. Ukoliko je $\mu = 0$, trankirana-normalna raspodela se svodi na polu-normalnu raspodelu. Provera statističke značajnosti parametra μ je slična kao i kod provere parametra λ kod polu-normalne raspodele. Test se zasniva na količniku verodostojnosti (LR test) i prati miks χ^2 raspodelu, s tim da je nultom hipotezom pretpostavljeno da je $\mu = 0$.

Združena funkcija gustine za u i v može se predstaviti na sledeći način:

$$f(u, v) = \frac{1}{2\pi\sigma_u\sigma_v\Phi(\mu/\sigma_u)} \exp\left\{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Združena funkcija gustine za u i ε je:

$$f(u, \varepsilon) = \frac{1}{2\pi\sigma_u\sigma_v\Phi(\mu/\sigma_u)} \exp\left\{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon+u)^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Na taj način, marginalna funkcija gustine za ε ima sledeći oblik:

$$f(\varepsilon) = \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma\Phi(\mu/\sigma_u)} \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma\lambda} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \exp\left\{-\frac{(\varepsilon+\mu)^2}{2\sigma^2}\right\},$$

gde kao i kod polu-normalne raspodele važi: $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{\frac{1}{2}}$ i $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$.

¹¹⁶ Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

¹¹⁷ Stevenson R.E. (1980), Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation, *Journal of Econometrics*, Vol. 13, No. 1, pp. 57-66.

Za $f(\varepsilon)$ se može reći da poseduje asimetričnu raspodelu, tako da očekivana srednja vrednost i varijansa uzimaju sledeće oblike:

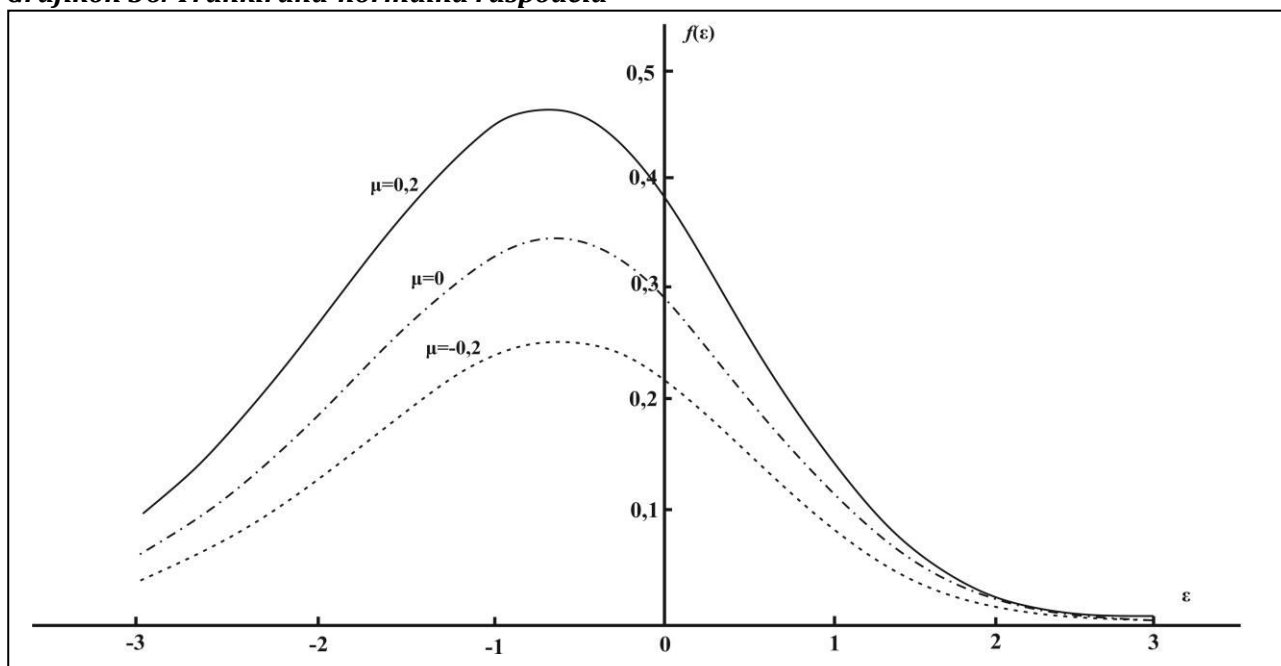
$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\frac{\mu a}{2} - \frac{\sigma_u a}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)^2\right\},$$

$$V(\varepsilon) = \mu^2 \frac{a}{2} \left(1 - \frac{a}{2}\right) + \frac{a}{2} \left(\frac{\pi - a}{\pi}\right) \sigma_u^2 + \sigma_v^2,$$

gde za a važi: $a = [\Phi(\mu/\sigma_u)]^{-1}$.

Dakle, trankiranu-normalnu raspodelu određuju tri parametra. Pored σ_u i σ_v , trankiranu-normalnu raspodelu definiše i parametar μ . Grafički prikaz trankirane-normalne raspodele za različite vrednosti μ prikazan je na grafikonu 36.

Grafikon 36. Trankirana-normalna raspodela



Izvor: Kumbhakar & Knox Lovell, 2003

Funkcija verodostojnosti za uzorak koji broji I proizvodnih jedinica glasi:

$$\ln L = \text{constant} - I \ln \sigma - I \ln \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right) + \sum_i \ln \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma\lambda} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{\varepsilon_i + \mu}{\sigma}\right)^2.$$

Uslovna distribucija za $f(u|\varepsilon)$ koja predstavlja polaznu osnovu za utvrđivanje tehničke efikasnosti, poseduje sledeći oblik:

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_* [1 - \Phi(-\tilde{\mu}/\sigma_*)]} \exp\left\{-\frac{(u - \tilde{\mu})^2}{2\sigma_*^2}\right\}.$$

Za uslovnu raspodelu $f(u|\varepsilon)$ važi da je $N^+(\tilde{\mu}_i, \sigma_*^2)$, tako da je $\tilde{\mu}_i = (-\sigma_u^2 \varepsilon_i + \mu \sigma_v^2) / \sigma^2$ i $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$.

Očekivana vrednost za sredinu je:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \sigma_* \left[\frac{\tilde{\mu}_i}{\sigma_*} + \frac{\Phi(\tilde{\mu}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\tilde{\mu}/\sigma_*)} \right],$$

dok je očekivana vrednost za modus:

$$M(u_i|\varepsilon_i) = \begin{cases} \tilde{\mu}_i & \text{ako je } \tilde{\mu}_i \geq 0 \\ 0 & \text{ostalo.} \end{cases}$$

Na kraju, tehnička efikasnost za svaku proizvodnu jedinicu posebno, može se izraziti na sledeći način:

$$TE_i = E(\exp\{-u_i\}|\varepsilon_i) = \frac{1 - \Phi[\sigma_* - (\tilde{\mu}_i/\sigma_*)]}{1 - \Phi(-\tilde{\mu}_i/\sigma_*)} \exp\left\{-\tilde{\mu}_i + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\}.$$

Kao i kod polu-normalne raspodele, ocena tehničke efikasnosti je nepristrasna, ali i nekonzistentna, dok je interval poverenja moguće izvesti kao i kod polu-normalne raspodele uz korekciju funkciju gustine za $(u|\varepsilon)$.

U radovima *Green 1980a*,¹¹⁸ *Green 1980b*,¹¹⁹ *Stevenson, 1980*¹²⁰ i *Green, 1990*¹²¹ za raspodelu komponente u_i predlagana je i **gama raspodela**, koja predstavlja generalizaciju eksponencijalne raspodele. Pretpostavke na kojima se zasniva model granične proizvodne funkcije u skladu sa gama raspodelom glase:

a) $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$;

b) $u_i \sim iid Gama$;

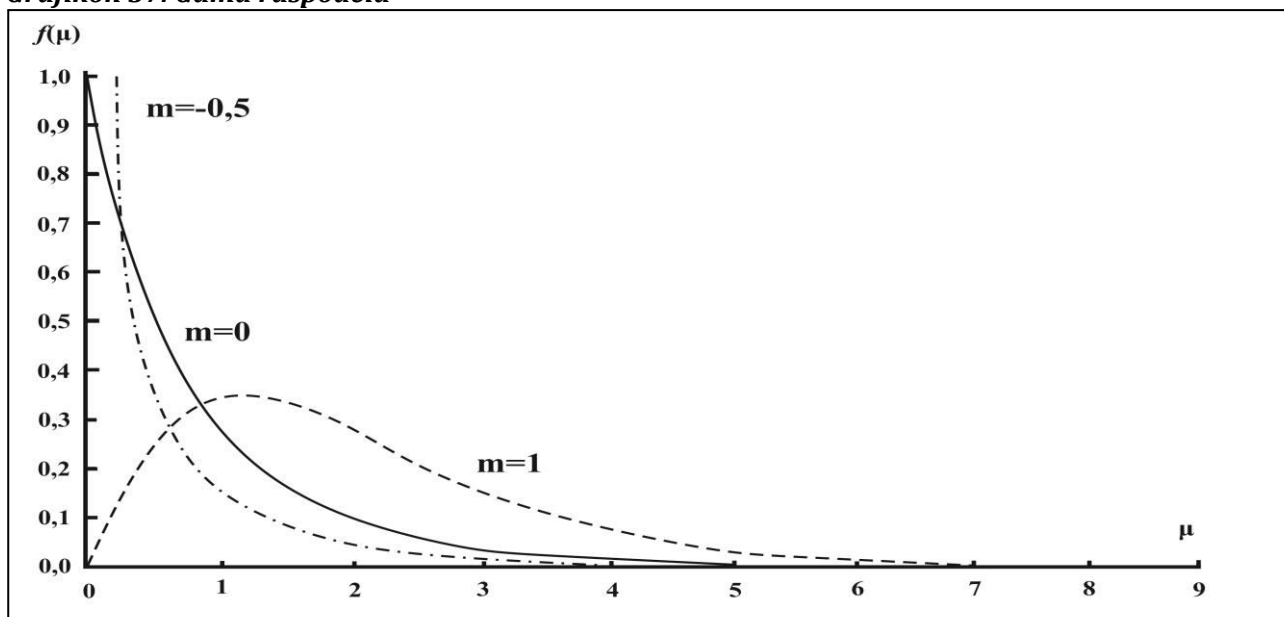
c) v_i i u_i su nezavisne jedna od druge, a takođe nisu korelisane ni sa regresorima.

Funkcija gustine za v je ista kao i kod polu-normalne raspodele, dok je funkcija gustine $f(u)$ sledećeg oblika:

$$f(u) = \frac{u^m}{\Gamma(m+1)\sigma_u^{m+1}} \exp\left\{-\frac{u}{\sigma_u}\right\}, \quad m > -1.$$

Za vrednosti $m=0$ gama raspodela se svodi na eksponencijalnu raspodelu. Gama raspodelu određuju dva parametra (m i σ_u) što je predstavljeno na grafikonu 37.

Grafikon 37. Gama raspodela



Izvor: Kumbhakar & Knox Lovell, 2003

¹¹⁸ Green W.H. (1980a), *Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp. 27-56.

¹¹⁹ Green W.H. (1980b), *On the Estimation of Flexible Frontier Production Model*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp.101-115.

¹²⁰ Stevenson R.E. (1980), *Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp. 57-66.

¹²¹ Green W.H. (1990), *A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1, pp. 141-164.

U skladu sa prethodno navedenim, združena funkcija gustine za u i v glasi:

$$f(u, v) = \frac{u^m}{\Gamma(m+1)\sigma_u^{m+1}\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u}{\sigma_u} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\},$$

dok je združena funkcija gustine za u i ε :

$$f(u, \varepsilon) = \frac{u^m}{\Gamma(m+1)\sigma_u^{m+1}\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u}{\sigma_u} - \frac{(u+\varepsilon)^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Samim tim, marginalna funkcija gustine za ε ima sledeći oblik:

$$f(\varepsilon) = \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du = \frac{\sigma_v^m}{\Gamma(m+1)\sqrt{2\pi}\sigma_u^{m+1}} \exp\left\{\frac{\varepsilon}{\sigma_u} + \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right\} \int_w^\infty (t-w)^m \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\} dt,$$

gde je $w = (\varepsilon/\sigma_v) + (\sigma_v/\sigma_u)$. Funkcija $f(\varepsilon)$ je asimetrična sa sredinom i varijansom:

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -(m+1)\sigma_u,$$

$$V(\varepsilon) = \sigma_u^2(m+1) + \sigma_v^2.$$

Funkcija verodostojnosti za $f(\varepsilon)$ glasi:

$$\begin{aligned} \ln L &= \text{constant} - I \ln \Gamma(m+1) - (m+1)I \ln \sigma_u - \ln \sigma_v - \frac{1}{2\sigma_v^2} \sum_i \varepsilon_i^2 + \sum_i \ln J_i(m, \sigma_u, \sigma_v, \varepsilon) \\ &= \text{constant} - I \ln \Gamma(m+1) - (m+1)I \ln \sigma_u + I \left(\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} \right) + \sum_i \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} \\ &\quad + \sum_i \ln \Phi \left[-\frac{(\varepsilon_i + \sigma_v^2/\sigma_u)}{\sigma_v} \right] + \sum_i \ln h(m, \varepsilon_i), \end{aligned}$$

gde je $h(m, \varepsilon_i) = E(z^m | z > 0, \varepsilon_i)$ i $z \approx N[-(\varepsilon_i + \sigma_v^2/\sigma_u), \sigma_v^2]$.

Uslovna funkcija gustine $f(u|\varepsilon)$ ¹²² na osnovu koje je moguće oceniti tehničku efikasnost pojedinačnih proizvodnih jedinica glasi:

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{u^m \exp\left\{-\frac{u}{\sigma_u} - \frac{\varepsilon u}{\sigma_v^2} - \frac{u^2}{2\sigma_v^2}\right\}}{J(m, \sigma_u, \sigma_v, \varepsilon)},$$

odakle je moguće izraziti očekivanu vrednost:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \frac{h(m+1, \varepsilon_i)}{h(m, \varepsilon_i)}.$$

Zajednička karakteristika za sve teorijske raspodele jeste da se prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije polazi od pretpostavke da je komponenta u_i nezavisna od regresora. Navedena pretpostavka je vrlo često teško održiva imajući u vidu da su donosioci odluke na poljoprivrednom gazdinstvu svesni značaja efikasnosti sa aspekta ostvarivanja najboljih mogućih rezultata u datim uslovima proizvodnje. Ipak, stroge pretpostavke moguće je prevazići uključivanjem panel podataka za koje postoji razrađena metodologija ocene modela u slučaju da su regresori korelisani sa greškom modela.

Generalno posmatrano, tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava moguće je utvrditi ocenom različitih modela stohastičke granične proizvodne funkcije koji se u metodološkom pristupu dele prema vrsti raspoloživih podataka (uporedni ili panel podaci).

¹²² Green W.H. (1990), A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1, pp. 141-164.

Prema *Schmidt & Sickles 1984*,¹²³ kod ocenjenih modela na osnovu uporednih podataka javljaju se tri vrste problema. Prvo, metod maksimalne verodostojnosti se oslanja na pretpostavku o raspodeli komponenata slučajne greške. Drugo, prilikom ocene modela uporednih podataka polazi se od pretpostavke da ne postoji veza između regresora i komponente koja se odnosi na neefikasnost, što nije u skladu sa rezonovanjem ostvarene efikasnosti.¹²⁴ Treće, ocena tehničke neefikasnosti je nekonzistentna, s obzirom na to da uslovna sredina ili modus od $u(v - u)$ nikad ne teže pravoj vrednosti u iako $N \rightarrow \infty$, gde je N broj jedinica posmatranja, u neefikasnost, a v slučajna greška.

S druge strane, modeli koji se zasnivaju na panel podacima polaze od pretpostavki koje prevazilaze postojeće nedostatke karakteristične za modele uporednih podataka. S tim u vezi, fokus će biti usmeren na metodologiju ocene stohastičkih graničnih proizvodnih modela za panel podatke. Prednost panel podataka u odnosu na uporedne podatke se između ostalog ogleda kroz mogućnost da se u modele graničnih proizvodnih funkcija uvrste „individualni efekti“. Kao što je navedeno u poglavlju 4.1., individualni efekti kvantifikuju uticaj individualnih varijabli koje nisu eksplicitno uključene u model na varijabilitet zavisno promenljive. Takvi efekti su vremenski invarijantni, karakteristični za različite jedinice postmatranja i mogu biti deo slobodnog člana (fiksni efekti), odnosno slučajne greške modela (slučajni efekti).¹²⁵

U najjednostavnijem obliku modela graničnih proizvodnih funkcija, individualni efekti obuhvataju postojeću neefikasnost. Uvođenjem određenih pretpostavki moguće je razdvojiti individualne efekte i neefikasnost, te proveriti vremenski promenljiv karakter ocenjene tehničke neefikasnosti. Uvođenjem dodatnih pretpostavki pruža se mogućnost i istovremene ocene vremenski varijantne odnosno vremenski invarijantne tehničke (ne)efikasnosti, vodeći računa o postojećoj heterogenosti između jedinica posmatranja, koja se takođe može menjati kroz vreme. Bitno je istaći da izbor modela granične proizvodne funkcije panel podataka u velikoj meri zavisi i od analizirane pojave, kao i prirode raspoloživih podataka.

Vremenom, kako se metodologija ocene modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija razvijala, profilisano je više klasa modela koji se baziraju na panel podacima. S tim u vezi, različite generacije modela koje se odnose na panel podatke moguće je grupisati prema odgovarajućim kriterijumima. Osnovna podela je na modele gde figurira vremenski invarijantna, odnosno vremenski varijantna tehnička (ne)efikasnost.¹²⁶

Modeli gde se tehnička neefikasnost pojavljuje kao vremenski invarijantna komponenta formiraju dve posebne klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije. U okviru prve klase modela, podrazumevaju se pre svega modeli koji ne polaze od pretpostavke da komponenta u_i prati neku od teorijskih raspodela. Metodologija ocene modela je slična metodologiji ocene panel regresionih modela, pa je moguće izdvojiti modele fiksnih i modele slučajnih efekata. Ukoliko je u interesu istraživanja oceniti uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih na ostvarenu tehničku neefikasnost, potrebno je uvesti pretpostavke o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost. S tim u vezi, izdvaja se posebna, druga klasa modela gde vremenski invarijantna komponenta u_i prati trankiranu-normalnu ili polu-normalnu raspodelu.

¹²³ Schmidt P. & Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, No. 4, pp. 367-374.

¹²⁴ Mundlak Y. (1961), *Empirical Production Function Free of Management Bias*, Journal of Farm Economics, Vol. 43, No. 1, pp. 44-56.

¹²⁵ Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.

¹²⁶ Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.

U okviru modela stohastičke granične proizvodne funkcije gde je tehnička neefikasnost vremenski varijantna, izdvaja se veći broj modela koje je moguće grupisati u dodatne četiri klase modela. Treća po redu klasa modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija vezuje se modele koji su definisani u radovima: *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990*,¹²⁷ *Lee & Schmidt, 1993*,¹²⁸ *Kumbhakar, 1990*,¹²⁹ *Battese & Coelli, 1992*¹³⁰ i *Kumbhakar & Wang, 2005*.¹³¹ Glavna karakteristika navedenih modela ogleda se u uvođenju dodatne funkcije za komponentu tehničke neefikasnosti, tako da godine posmatranja predstavljaju veštačke promenljive, dok je cilj oceniti parametre koji kvantifikuju promenu tehničke neefikasnosti kroz vreme.

Četvrtu po redu klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije predstavljaju modeli “pravih” fiksnih i “pravih” slučajnih efekata¹³², zajedno sa alternativnom formulacijom modela “pravih” fiksnih efekata.¹³³ Osnovna karakteristika četvrte klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije zasniva se na uvođenju dodatne komponente koja predstavlja ocenu vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti. Na taj način, pored fiksnih ili slučajnih efekata koji se mogu tumačiti kao vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost, moguće je oceniti i tehničku (ne)efikasnost koja se menja kroz vreme i po jedinicama posmatranja.

Petu klasu modela stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija karakteriše odvojena ocena vremenski invarijantne (perzistentne) i vremenski varijantne (rezidualne) tehničke efikasnosti. Množenjem ove dve komponente dobija se ukupna ocena tehničke efikasnosti.¹³⁴

Konačno, šesta klasa modela ima za cilj prevazilaženje nedostatka pete klase modela, a ogleda se kroz odvojenu ocenu vremenski invarijantne (perzistentne) tehničke (ne)efikasnosti, vremenski varijantne (rezidualne) tehničke (ne)efikasnosti i individualnih efekata koji predstavljaju heterogenost između jedinica posmatranja.¹³⁵

4.3.2.2. Modeli vremenski invarijantne tehničke (ne)efikasnosti

Opšti oblik modela stohastičke granične proizvodne funkcije sa vremenski invarijantnom komponentom koja se odnosi na tehničku neefikasnost (u formi *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije) može se zapisati na sledeći način:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{it} + v_{it} - u_i,$$

¹²⁷ Cornwell C.S., Schmidt P., Sickles R.C. (1990), *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1-2, pp. 185-200.

¹²⁸ Lee Y.H. & Schmidt P. (1993), *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*, in H.O. Fried C.A.K. Lovell and Schmidt S.S., eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.

¹²⁹ Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.

¹³⁰ Battese G.E. & Coelli T.J. (1992), *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 3, No. 1-2, pp. 153-169.

¹³¹ Kumbhakar S.C. & Wang H.J. (2005), *Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach*, Economics Letters, Vol. 88, pp. 300-305.

¹³² Green W.H. (2005a), *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 23, pp. 7-32.

¹³³ Wang H.J. & Ho C.W. (2010), *Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation*, Journal of Econometrics Vol. 157, pp. 286-296.

¹³⁴ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

¹³⁵ Kumbhakar S.C., Lien G., Hardaker, J.B. (2014), *Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 41, No. 2, pp. 321-337.

gde važi da je $u_i \geq 0$, za $i = 1, 2, \dots, I$ i $t = 1, 2, \dots, T$. U ovako definisanom modelu primetno je da ostvareni output (y_{it}), angažovani inputi (x_{it}) i simetrična komponenta greške modela (v_{it}) figuriraju i po jedinicama posmatranja i u vremenskoj dimenziji. S druge strane, komponenta koja se odnosi na tehničku neefikasnost (u_i) varira samo po jedinicama posmatranja i , što znači da je vremenski invarijantna. Navedeni model je sličan klasičnom regresionom modelu za panel podatke gde figuriraju individualni efekti koji su po prirodi vremenski invarijantni. Jedina razlika je što kod ovako definisanog modela, individualni efekti koji su u ulozi tehničke neefikasnosti uzimaju strogo nenegativne vrednosti. Takođe, u ovako definisanom modelu granične proizvodne funkcije nije moguće odvojiti individualne efekte od neefikasnosti, što znači da je postojeća neefikasnost obuhvaćena heterogenim karakterom jedinica posmatranja. Oslanjajući se na metodologiju ekonometrije panela, modeli koji poseduju vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost mogu se podeliti na modele gde su posmatrani efekti u fiksnoj odnosno stohastičkoj specifikaciji.¹³⁶ U nastavku teksta, modeli fiksnih odnosno slučajnih efekata stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija su objedinjeni u prvu klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije.

4.3.2.2.1. Modeli prve klase

Model fiksnih efekata može se zapisati na sledeći način:

$$\ln y_{it} = \beta_{0i} + \sum_n \beta_n \ln x_{it} + v_{it}.$$

Slično, kao i kod klasičnih modela panela, individualni efekti koji u ovom slučaju obuhvataju i ostvarenu neefikasnost sastavni su deo slobodnog člana koji uzima različite vrednosti za različite jedinice posmatranja.

S tim u vezi, slobodan član se može zapisati kao zbir dve komponente, β_0 i $-u_i$, iz čega proizilazi: $\beta_{0i} = \beta_0 - u_i$. Pretpostavka koja važi kod klasičnih panel modela za slučajnu grešku v_{it} , važi i ovde (nulta srednja vrednost i homoskedastična varijansa, odnosno nekorelisanost sa regresorima).

S druge strane, za komponentu u_i (individualne efekte) ne postavlja se pretpostavka o teorijskoj raspodeli, a takođe se polazi od toga da u_i može biti korelisana sa regresorima ili slučajnom greškom v_{it} .

Primenom standardne procedure za ocenu panel regresionih modela u fiksnoj specifikaciji, moguće je dobiti ocene parametara β i β_0 , s tim da je bitno navesti da $\hat{\beta}_{0i}$ predstavlja nepristrasnu ocenu slobodnog člana samo za $T \rightarrow \infty$. Uvrštavanjem I ili $I-1$ veštačkih promenljivih (bez ili sa slobodnim članom respektivno), model je moguće oceniti primenom metode koja je u ekonometriji poznatija kao *LSDV* metod, o čemu je više reči bilo u poglavlju 4.1.

Problem se javlja kada u modelu figurira veliki broj jedinica posmatranja usled povećanja broja parametara koje je potrebno oceniti, tako da je prilikom ocene modela u primeni i metod koji podrazumeva prethodnu transformaciju modela uvođenjem centriranih vrednosti i izuzimanjem individualnih efekata u prvoj fazi ocene modela. Navedeni metod transformacije koji se drugačije zove kovarijacioni metod takođe je detaljnije objašnjen u delu 4.1.

¹³⁶ Schmidt P. & Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, No. 4, pp. 367-374.

U drugoj fazi ocene modela, $\hat{\beta}_{0i}$ je moguće definisati kao sredinu reziduala za svaku jedinicu posmatranja posebno, dok je samu ocenu tehničke neefikasnosti \hat{u}_i moguće izračunati na sledeći način:

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{\beta}_{0i}\} - \hat{\beta}_{0i},$$

tako da važi: $\hat{u}_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, I$. Kako se prilikom ocene tehničke efikasnosti polazi od pretpostavke da barem jedna jedinica posmatranja ostvaruje optimalnu efikasnost ($TE=100\%$), tehnička efikasnost za ostale proizvodne jedinice se izvodi u odnosu na jednu ili više efikasnih proizvodnih jedinica. Ocena komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost dalje se koristi za konačnu ocenu tehničke efikasnosti:

$$\widehat{TE}_i = \exp(-\hat{u}_i), \quad i = 1, 2, \dots, I.$$

Prednost fiksnih individualnih efekata ogleda se u tome što je dozvoljeno da individualni efekti budu korelisani sa regresorima, što je često u skladu sa prirodom posmatranih podataka. S druge strane, upravo ova osobina ne dozvoljava prisustvo vremenski invarijantnih nezavisno promenljivih (npr. stručna sprema) usled posledičnog prisustva problema multikolinearnosti.¹³⁷

Za razliku od prethodno predstavljenog modela fiksnih efekata, gde je komponenta u_i fiksna i korelisana sa regresorima, modeli slučajnih efekata se baziraju na pretpostavci da je komponenta u_i deo kompozitne slučajne greške modela i samim tim nekorelisana sa regresorima. Bitno je istaći da za razliku od modela fiksnih efekata, pretpostavka o nekorelisanosti komponente u_i i regresora, omogućava pojedinim inputima da budu vremenski invarijantni.

Na taj način, model stohastičkih (slučajnih) efekata za vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost glasi:

$$\ln y_{it} = \beta_0^* + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - u_i^*,$$

gde je $\beta_0^* = \beta_0 - E(u_i)$ i $u_{it}^* = u_i - E(u_i)$. Ovako formulisan model moguće je oceniti metodom uopštenih najmanjih kvadrata u dvostepenoj proceduri koja je svojstvena panel regresionim modelima slučajnih individualnih efekata. Nakon ocene nepoznatih parametara modela, β_0^* i β_n , komponentu u_i^* je moguće oceniti na sledeći način:

$$\hat{u}_i^* = \frac{1}{T} \sum_t \left(\ln y_{it} - \hat{\beta}_0^* - \sum_n \hat{\beta}_n \ln x_{nit} \right),$$

dok je konzistentnu ocenu tehničke neefikasnosti za proizvodnu jedinicu i moguće izvesti iz izraza:

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{u}_i^*\} - \hat{u}_i^*.$$

Alternativni način utvrđivanja vremenski invarijantne neefikasnosti na osnovu modela slučajnih efekata je Bayes-ijski pristup koristeći najbolji linearni nepristrasni prediktor *BLUP* (engl. *Best Linear Unbiased Predictor*). Najpre je potrebno utvrditi centriranu ocenu neefikasnosti primenom sledeće formule:

$$\tilde{u}_i^* = - \left\{ \frac{\hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_v^2 + T \hat{\sigma}_u^2} \right\} \sum_t \left(\ln y_{it} - \hat{\beta}_0^* - \sum_n \hat{\beta}_n \ln x_{nit} \right), \quad i = 1, 2, \dots, I.$$

¹³⁷ Ibid.

Na kraju, do konačne ocene neefikasnosti se dolazi primenom sledećeg izraza:

$$\tilde{u}_i = \max_i \{\tilde{u}_i^*\} - \tilde{u}_i^* \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, I.$$

Dakle, modeli stohastičke granične proizvodne funkcije, gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna, mogu se izraziti u fiksnoj ili stohastičkoj specifikaciji. Osnovna karakteristika modela u fiksnoj specifikaciji jeste korelisanost komponente u_i sa regresorima, za razliku od modela slučajnih efekata gde je komponenta u_i nekorelisan sa regresorima. Bitno je istaći da se upravo na ovoj razlici bazira najčešće primenjivan test izbora specifikacije panel modela, *Hausman*-ov test, čija test statistika prati χ^2 raspodelu.¹³⁸

4.3.2.2.2. Modeli druge klase

U prethodnom delu, predstavljena je metodologija ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije za vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost, koja se zasniva na metodologiji panel regresionih modela. Jedna od osnovnih prednosti ovako formuliranih modela ogleda se u činjenici da prisustvo panel podataka omogućava izostavljanje pretpostavke o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost. Ipak, tamo gde se takva pretpostavka čini logičnom, modele je moguće oceniti primenom metode maksimalne verodostojnosti, a specifikacija modela je slična panel regresionim modelima slučajnih individualnih efekata.

Metod maksimalne verodostojnosti je često primenjivan metod u empirijskim istraživanjima, a posebno se izdvajaju dva pristupa koja se baziraju na polu-normalnoj ili trankiranoj-normalnoj raspodeli za komponentu u_i .

Metodologija ocene tehničke efikasnosti primenom metoda maksimalne verodostojnosti kada komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu, definisana je u radu *Pitt & Lee, 1981*¹³⁹, dok je slična metodologija, sa istim ciljem, za trankiranu-normalnu raspodelu definisana u radovima *Kumbhakar, 1987*¹⁴⁰ i *Battese & Coelli, 1988*.¹⁴¹

S obzirom na vremenski invarijantnu komponentu u_i , funkcija gustine za vremenski varijantnu komponentu v ima sledeći oblik:

$$f(v) = \frac{1}{(2\pi)^{T/2} \sigma_v^T} \exp \left\{ -\frac{v^2}{2\sigma_v^2} \right\}.$$

Uvažavajući pretpostavku o nekorelisanosti komponentata kompozitne slučajne greške modela, združena funkcija gustine za u i v ima sledeći oblik:

$$f(u, v) = \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2} \sigma_u \sigma_v^T} \exp \left\{ -\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2} \right\}.$$

U skladu sa prethodno navedenim, združena funkcija gustine za u i ε uzima sledeći oblik:

$$f(u, \varepsilon) = \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2} \sigma_u \sigma_v^T} \exp \left\{ -\frac{(u - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2} - \frac{\varepsilon^2}{2\sigma_v^2} - \frac{\mu_*^2}{2\sigma_*^2} \right\},$$

gde su:

¹³⁸ Hausman J.A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, Econometrica Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.

¹³⁹ Pitt M. & Le L.F. (1981), *The measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry*, Journal of Development Economics, Vol. 9, pp. 43-64.

¹⁴⁰ Kumbhakar S.C. (1987), *The Specification of Technical and Allocative Inefficiency in Stochastic Production and Profit Frontiers*, Journal of Econometrics, Vol. 34, pp. 335-348.

¹⁴¹ Battese G.E. & Coelli T.J. (1988), *Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, Journal of Econometrics, ol. 38, pp. 387-399.

$$\begin{aligned}\mu_* &= -\frac{T\sigma_u^2\bar{\varepsilon}}{\sigma_v^2 + T\sigma_u^2}, \\ \sigma_*^2 &= \frac{\sigma_v^2\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + T\sigma_u^2}, \\ \bar{\varepsilon} &= \frac{1}{T} \sum_t \varepsilon_{it}.\end{aligned}$$

S tim u vezi, marginalna funkcija gustine za ε ima sledeći oblik:

$$f(\varepsilon) = \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du = \frac{2 \left[1 - \Phi\left(\frac{-\mu_*}{\sigma_*}\right) \right]}{(2\pi)^{\frac{T}{2}} \sigma_v^{T-1} (\sigma_v^2 + T\sigma_u^2)^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma_v^2} + \frac{\mu_*^2}{2\sigma_*^2}\right\}.$$

Logaritamska funkcija verodostojnosti za uzorak koji broj I proizvodnih jedinica u vremenskom periodu T ima sledeći oblik:

$$\ln L = \text{constant} - \frac{I(T-1)}{2} \ln \sigma_v^2 - \frac{I}{2} \ln(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2) - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{2\sigma_v^2} + \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)^2.$$

Ocenu tehničke efikasnosti za vremenski invarijantnu komponentu u , u daljem postupku je moguće oceniti na osnovu srednje vrednosti ili modusa uslovne distribucije $(u_i | \varepsilon_i)$, s tim da je bitno istaći da empirijska istraživanja prednost daju srednjoj vrednosti. Uslovna distribucija za $(u_i | \varepsilon_i)$, gde je $(u_i | \varepsilon_i)$ distribuirana sa $N^+(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$, može se zapisati na sledeći način:

$$f(u_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2} \sigma_* [1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)]} \exp\left\{-\frac{(u - \mu_{*i})^2}{2\sigma_*^2}\right\},$$

dok su srednja vrednost i modus sledećeg oblika:

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)} \right]$$

i

$$M(u_i | \varepsilon_i) = \begin{cases} \mu_{*i} & \text{ako je } \varepsilon_i \leq 0 \\ 0 & \text{ostalo.} \end{cases}$$

Slično, ukoliko komponenta u_i prati trankiranu-normalnu raspodelu, odgovarajuća logaritamska funkcija verodostojnosti uzima sledeći oblik:

$$\begin{aligned}\ln L &= \text{constant} - \frac{I(T-1)}{2} \ln \sigma_v^2 - \frac{I}{2} \ln(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2) - I \ln \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma_u}\right) \right] \\ &+ \sum_i \ln \left[1 - \Phi\left(-\frac{\tilde{\mu}_i}{\sigma_*}\right) \right] - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{2\sigma_v^2} - \frac{I}{2} \left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{\tilde{\mu}_i}{\sigma_*}\right)^2,\end{aligned}$$

gde je:

$$\tilde{\mu}_i = \frac{\mu\sigma_v^2 - T\bar{\varepsilon}\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + T\sigma_u^2}.$$

S obzirom na to da trankirana-normalna raspodela predstavlja generalizaciju polu-normalne raspodele, ukoliko važi da je $\mu = 0$, važi i $\tilde{\mu}_i = \mu_{*i}$. U slučaju trankirane-normalne raspodele za komponentu u_i , uslovna funkcija raspodele za $(u_i|\varepsilon_i)$ ima sledeći oblik:

$$f(u_i|\varepsilon_i) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}}\sigma_*[1 - \Phi(-\tilde{\mu}/\sigma_*)]} \exp\left\{-\frac{(u - \tilde{\mu})^2}{2\sigma_*^2}\right\},$$

gde važi: $(u_i|\varepsilon_i) \sim N^+(\tilde{\mu}, \sigma_*^2)$.

S tim u vezi, srednja vrednost uslovne raspodele $(u_i|\varepsilon_i)$ ima sledeći oblik:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \tilde{\mu} + \sigma_* \left[\frac{\phi\left(-\frac{\tilde{\mu}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\tilde{\mu}}{\sigma_*}\right)} \right].$$

S druge strane, za modus važi:

$$M(u_i|\varepsilon_i) = \begin{cases} \tilde{\mu}_i & \text{ako je } \tilde{\mu}_i \leq 0 \\ 0 & \text{ostalo.} \end{cases}$$

Bez obzira na to da li se radi o polu-normalnoj ili trankiranoj-normalnoj raspodeli za komponentu u_i , ocena tehničke efikasnosti se izvodi iz izraza $TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}$.

Generalno posmatrano, uvođenjem pretpostavke o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost, pruža se mogućnost za utvrđivanjem dodatnog uticaja faktora od interesa na ostvarenu neefikasnost ($\mu = z_i\delta$). Dodatno, moguće je i testirati statističku značajnost parametra μ , koji ako nije statistički značajan, raspodela komponente u_i se svodi na polu-normalnu raspodelu ($u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$).

Izuzetak na koji je potrebno obratiti pažnju kod polu-normalne raspodele, prilikom utvrđivanja uticaja dodatnih faktora na ostvarenu neefikasnost, jeste taj da je heteroskedastičnost slučajne greške moguće ispratiti jedino kroz varijansu σ_u^2 , jer važi da je srednja vrednost, $\mu = 0$. S druge strane, prilikom ispitivanja uticaja egzogenih faktora na modele stohastičke granične proizvodne funkcije za vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost koja prati trankiranu raspodelu, ekonometrijska literatura prepoznaje dva pristupa. Prvi pristup¹⁴² se zasniva na pretpostavci da je parametar μ funkcija dodatno objašnjavajućih varijabli, dok se kod drugog pristupa¹⁴³ polazi od toga da su i μ i σ_u^2 funkcije dodatno objašnjavajućih varijabli.

4.3.2.3. Modeli vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti

Glavni nedostatak prethodno objašnjenih modela ogleda se u tome što je ostvarena neefikasnost obuhvaćena individualnim efektima i da ih nije moguće odvojiti. Samim tim, u modelima stohastičke granične proizvodne funkcije gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna nije moguće oceniti tehnički progres. Takođe, pretpostavka da je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna posebno je problematična jer se zasniva na stavu da proizvodni subjekti “ne uče vremenom” i da opstaju na tržištu iako su neefikasni.

Ovakav pristup je jedino prihvatljiv kada se permanentna neefikasnost opravdava menadžerskim sposobnostima koje nije moguće unaprediti u kratkom vremenskom periodu, što može biti slučaj kada se raspoložive sa relativno kratkim panel podacima.

¹⁴² Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995), *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*, *Empirical Economics*, 20, 325–32.

¹⁴³ Wang, H.J. (2002), *Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model*, *Journal of Productivity Analysis*, 18, 241–53.

Oslanjajući se na prethodno predstavljenu metodologiju modela sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću, moguće je definisati nekoliko različitih klasa modela koji podrazumevaju ocenu vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti.

4.3.2.3.1. Modeli treće klase

Razvoj metodologije panel modela stohastičke granične proizvodne funkcije koji podrazumevaju vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost vezuje se za radove *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990*¹⁴⁴ i *Kumbhakar, 1990*.¹⁴⁵ U skladu sa navedenim radovima, opšta formulacija modela koja se zasniva na *Cobb-Douglas*-ovoj funkcionalnoj formi ima sledeći oblik:

$$\ln y_{it} = \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - u_{it}.$$

U prethodno definisanom modelu, β_{0t} predstavlja slobodan član koji je zajednički za sve jedinice posmatranja u vremenskom periodu t . Spajanjem slobodnog člana β_{0t} i komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost u_{it} , model stohastičke granične proizvodne funkcije može se zapisati i na sledeći način:

$$\ln y_{it} = \beta_{it} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it},$$

gde je $\beta_{it} = \beta_{0t} - u_{it}$. Kod poslednje formulacije modela, slobodan član β_{it} se odnosi posebno na jedinicu posmatranja i za vremenski period t . Kao i kod prethodno definisanih modela u kojima je figurirala vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost, osnovni cilj je oceniti nepoznate parametre modela β_n i β_{it} , a zatim dati ocenu vremenski varijantne tehničke efikasnosti.

Do sada, formulirano je nekoliko različitih modela stohastičke granične proizvodne funkcije gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski varijantna, a koji se mogu svrstati u treću klasu modela. Prethodno navedena formulacija modela, vezuju se za modele fiksnih i slučajnih efekata čija je metodologija bliska metodologiji panel regresionih modela. Razlike se prevashodno odnose na formulaciju slobodnog člana β_{it} , imajući u vidu da nije moguće oceniti $I \times T$ slobodnih članova β_{it} , N koeficijenata regresije β_n i varijansu σ_v^2 .

Prema *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990*¹⁴⁶, slobodan član β_{it} može se formulirati na sledeći način:

$$\beta_{it} = \Omega_{i1} + \Omega_{i2}t + \Omega_{i3}t^2.$$

Kod ovako definisanog slobodnog člana, broj slobodnih članova koje je potrebno oceniti iznosi $3 \times I$, dok je ukupan broj parametara za ocenu $(I \times 3 + N + 1)/I \times T$.

U slučaju da važi $\Omega_{i2} = \Omega_{i3}$ za svako i , model se može svesti na model gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna. S druge strane, ukoliko važi da je $\Omega_{i2} = \Omega_2$ i $\Omega_{i3} = \Omega_3$ za svako i , model se svodi na model fiksnih efekata sa posebnim slobodnm članom Ω_{i1} za svaku jedinicu posmatranja i i zajedničkom komponentom koja se odnosi na vremensku dimenziju za svaku jedinicu posmatranja i i vremenski period t . Na taj način, dolazi se do modela gde figurira vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost i komponenta koja obuhvata tehnički progres.

¹⁴⁴ Cornwell C.S., Schmidt P., Sickles R.C. (1990), *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1-2, pp. 185-200.

¹⁴⁵ Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.

¹⁴⁶ Cornwell C.S., Schmidt P., Sickles R.C. (1990), *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1-2, pp. 185-200.

Kvadratna formulacija slobodnog člana β_{it} , omogućava tehničkoj (ne)efikasnosti da varira između različitih jedinica posmatranja u vremenskoj dimenziji. Navedenu formulaciju modela je moguće izraziti u fiksnoj i stohastičkoj specifikaciji. U slučaju fiksne specifikacije modela, model je moguće oceniti na dva načina. Prvi način podrazumeva izostavljanje komponente u_{it} iz modela stohastičke granične proizvodne funkcije, ocenu parametara β_{it} i izvođenje regresionog modela gde bi reziduali bili u ulozi zavisno promenljive, a konstante t i t^2 u ulozi nezavisno promenljivih, i to sve u cilju ocene parametara Ω_{i1}, Ω_{i2} i Ω_{i3} . Drugi način ocene modela, polazi od toga da je komponenta u_{it} sastavni deo modela stohastičke granične proizvodne funkcije.

Samim tim, Ω_{i1} predstavlja veštačku promenljivu za svaku jedinicu posmatranja posebno, dok parametri Ω_{i2} i Ω_{i3} predstavljaju veštačke promenljive za interakciju između jedinica posmatranja i perioda t , odnosno njegove kvadratne formulacije t^2 . Na osnovu dobijenih ocena za veštačke promenljive Ω_{i1}, Ω_{i2} i Ω_{i3} , u nastavku analize, potrebno je izvesti ocenu slobodnog člana β_{it} i definisati $\hat{\beta}_{0t} = \max_i \{\hat{\beta}_{it}\}$. Samim tim, ocenu tehničke efikasnosti u periodu t moguće je oceniti na osnovu izraza: $TE_{it} = \exp\{-\hat{u}_{it}\}$, tako da važi $\hat{u}_{it} = (\hat{\beta}_{0t} - \hat{\beta}_{it})$. Na taj način, ocena tehničke efikasnosti se vezuje za period t , što znači da različiti proizvodni subjekti mogu figurirati kao najefikasnije jedinice posmatranja u dimenziji vremena.

Kada je reč o modelima slučajnih efekata, metod ocene se svodi na metod uopštenih najmanjih kvadrata. Značaj formulacije modela slučajnih efekata proizilazi iz potrebe da se u model uvrste promenljive koje su vremenski invarijantne što nije moguće kod modela fiksnih efekata. Postupak ocene modela je istovetan kao i kod modela fiksnih efekata, s tim da su reziduali koji se koriste prilagođeni prisustvu komponente u_{it} .

Glavni nedostatak *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990*¹⁴⁷ modela dolazi do izražaja u slučaju kada se raspoloživo sa relativno velikim brojem jedinica posmatranja za relativno kratak vremenski period, jer je potrebno oceniti previše parametara (samo kod Ω_{i1} funkcije potrebno je $3N$ parametara). Navedena situacija rezultira prenaplašavanju ocene tehničke neefikasnosti, što za posledicu ima nerealanu nisku vrednost za tehničku efikasnost.¹⁴⁸ Kako je upravo to slučaj sa raspoloživim podacima vezano za poljoprivredna gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka, koja su u fokusu ovog istraživanja ($N = 70$ i $T = 5$), navedeni model neće biti predmet razmatranja.

Alternativna formulacija prethodno predstavljenog modela jeste *Lee & Schmidt, 1993*¹⁴⁹ model, gde se komponenta u_{it} koja predstavlja tehničku neefikasnost može predstaviti na sledeći način:

$$u_{it} = \beta(t)u_i.$$

Kod fiksne specifikacije modela, funkcija $\beta(t)$ predstavlja skup vremenskih veštačkih varijabli β_t . Za *Lee & Schmidt, 1993* model se može reći da predstavlja generalizaciju *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990* modela koja je prilagođena kratkim panelima. Ukoliko važi da je $\beta_t = 1$, *Lee & Schmidt, 1993* model se svodi na model sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću. Nedostatak navedenog modela je u tome što ocena tehničke neefikasnosti iako se menja u dimenziji vremena, ostaje ista za sve jedinice posmatranja.

¹⁴⁷ Ibid.

¹⁴⁸ Kumbhakar S.C., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press.

¹⁴⁹ Lee Y.H. & Schmidt P. (1993), *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*, in H.O. Fried C.A.K. Lovell and Schmidt S.S., eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.

Dakle, posmatrani model je moguće predstaviti u fiksnoj ili stohastičkoj specifikaciji. U obe specifikacije, $\beta_t s$ predstavlja koeficijente efekata u_i . Nakon ocene parametara $\beta_t s$, tehničku efikasnost je moguće izraziti na sledeći način:

$$TE_{it} = \exp\{-\hat{u}_{it}\},$$

tako da važi da je $u_{it} = \max_i \{\hat{\beta}_t \hat{u}_i\} - \{\hat{\beta}_t \hat{u}_i\}$.

Uvođenjem pretpostavke o raspodeli kompozitne slučajne greške modela, stohastičke granične proizvodne funkcije gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski varijantna, ocenu nepoznatih parametara moguće je izvesti metodom maksimalne verodostojnosti.

Polazeći od modela:

$$\ln y_{it} = \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + (v_{it} - u_{it}),$$

gde važi da je $u_{it} = \beta_t u_i$. Bitno je istaći da komponenta u_i može pratiti polu-normalnu odnosno trankiranu-normalnu raspodelu. U slučaju da komponenta u_i koja se odnosi na tehničku neefikasnost prati polu-normalnu raspodelu, tako da važi: $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ i $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, gde je $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} = v_{it} - \beta_t u_i$, funkcija gustine za kompozitnu slučajnu grešku modela ε_i glasi:

$$\begin{aligned} f(\varepsilon_i) &= \int_0^\infty f(\varepsilon_i, u_i) du_i \\ &= \int_0^\infty \prod_t f(\varepsilon_{it} - \beta_t u_i) f(u_i) du_i \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{\sum_t (\varepsilon_{it} - \beta_t u_i)^2}{\sigma_v^2} + \frac{u_i^2}{\sigma_u^2} \right]\right\} du_i \\ &= \frac{2\sigma_* \exp\left\{-\frac{1}{2} a_{*i}\right\}}{(2\pi)^{T/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_*^2} (u_i - \mu_{*i})^2\right\} du_i, \end{aligned}$$

gde su:

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_*^2} (u_i - \mu_{*i})^2\right\} du_i &= 1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right), \\ \mu_{*i} &= \frac{(\sum_t \beta_t \varepsilon_{it}) \sigma_v^2}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2)}, \\ \sigma_*^2 &= \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2}, \\ a_{*i} &= \frac{1}{\sigma_v^2} \left[\sum_t \varepsilon_{it}^2 - \frac{\sigma_u^2 (\sum_t \beta_t \varepsilon_{it})^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2} \right]. \end{aligned}$$

Ocene parametara β , β_t , σ_u^2 i σ_v^2 moguće je izvesti na osnovu logaritamske funkcije verodostojnosti $\ln L$ koja ima sledeći oblik:

$$\ln L = \text{constant} - \frac{I}{2} \ln \sigma_*^2 - \frac{1}{2} \sum_i a_{*i} - \frac{IT}{2} \ln \sigma_v^2 - \frac{I}{2} \ln \sigma_u^2 + \sum_i \ln \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right) \right].$$

U nastavku, ocenu nepoznate komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost u_i , moguće je izvesti iz modusa ili srednje vrednosti za $(u_i | \varepsilon_i)$:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right],$$

$$M(u_i|\varepsilon_i) = \begin{cases} u_{i*} & \text{ako je } \sum_t \beta_t \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{ostalo} \end{cases}$$

Nakon ocene parametra u_i , u_{it} se može oceniti iz izraza $\hat{u}_{it} = \hat{u}_i \hat{\beta}_t$. Ocenu tehničke efikasnosti moguće je oceniti na osnovu sledećeg izraza:

$$TE_i = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_i) = E(\exp\{-u_i \beta_t\}|\varepsilon_i) = \frac{1 - \Phi(\beta_t \sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \exp\left\{-\beta_t \mu_{*i} + \frac{1}{2} \beta_t^2 \sigma_*^2\right\}.$$

U skladu sa prethodno navedenim, ekonometrijska literatura razlikuje tri specijalna slučaja gde važi da je $u_{it} = \beta_t u_i$. U pitanju su modeli koji su predstavljeni u radovima prema kojima ih i ekonometrijska literature prepoznaje: *Kumbhakar, 1990*¹⁵⁰, *Battese & Coelli, 1992*¹⁵¹ i *Kumbhakar & Wang, 2005*¹⁵². Zajedničko za sva tri navedena modela jeste to da se $\beta(t)$ tretiraju kao fiksni parametri, dok se u_i tretiraju kao slučajni parametri. Samim tim, svaki model je sastavljen iz determinističke i stohastičke komponente, za razliku od *Lee & Schmidt, 1993* modela gde su obe komponente determinističkog karaktera. Takođe, navedeni modeli koji predstavljaju specijalne slučajeve *Lee & Schmidt, 1993* modela, zasnivaju se na pretpostavci o teorijskoj raspodeli komponente u_i , za razliku od uopštenog *Lee & Schmidt, 1993* modela koji ne polazi od bilo kakve pretpostavke o raspodeli komponente u_i .

U modelu *Kumbhakar, 1990*, β_t predstavlja parametarsku funkciju vremena tako da važi:

$$\beta(t) = [1 + \exp\{\gamma t + \delta t^2\}]^{-1}.$$

Samim tim, u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije figuriraju dva dodatna parametra (γ i δ) koje je potrebno oceniti, za razliku od *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990* modela gde je potrebno oceniti 1×3 parametara, odnosno *Lee & Schmidt, 1993* modela gde je potrebno oceniti $(T - 1)$ dodatnih parametara.

U slučaju da važi $\gamma = \delta = 0$, *Kumbhakar, 1990* model se može svesti na model sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću.

U drugom slučaju, kod *Battese & Coelli, 1992* modela važi sledeće:

$$\beta(t) = \exp\{\gamma(t - T)\},$$

gde je dodatno potrebno oceniti samo parametar γ . U slučaju da parametar γ uzima pozitivne vrednosti, funkcija je rastuća. U obrnutom slučaju, funkcija je opadajuća, odnosno tehnička efikasnost se smanjuje u dimenziji vremena. Takođe, kada parametar γ uzima vrednost 0, model se svodi na stohastičku graničnu proizvodnu funkciju sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću.

Karakteristično za posmatrani model jeste uvođenje pretpostavke o normalnoj raspodeli za v_{it} i trankiranoj normalnoj raspodeli za u_i . Alternativno, komponenta u_i može pratiti i polu-normalnu raspodelu. Na taj način, ocene nepoznatih parametara moguće je izvesti metodom maksimalne verodostojnosti.

¹⁵⁰ Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.

¹⁵¹ Battese G.E. & Coelli T.J. (1992), *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 3, No. 1-2, pp. 153-169.

¹⁵² Kumbhakar S.C. & Wang H.J. (2005), *Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach*, Economics Letters, Vol. 88, pp. 300-305.

Oslanjajući se na trankiranu-normalnu raspodelu za komponentu u_i , kako važi da je $u_i|\varepsilon_i \sim iidN^+(\mu_{**i}, \sigma_*^2)$, odnosno $\varepsilon_i = v_i - \beta_t u_i$, važi sledeće:

$$\mu_{**i} = \frac{\mu\sigma_v^2 - \beta' \varepsilon_i \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \beta' \beta \sigma_u^2},$$

$$\sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \beta' \beta \sigma_u^2},$$

$$\beta' = (\beta(1), \beta(2), \dots, \beta(T)).$$

Ocenu tehničke efikasnosti je moguće izvesti iz sledećeg izraza:

$$TE_i = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_i) = E(\exp\{\beta(t)u_i\}|\varepsilon_i)$$

$$= \frac{1 - \Phi(\beta(t)\sigma_* - \mu_{**i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{**i}/\sigma_*)} \exp\left\{-\beta(t)\mu_{**i} + \frac{1}{2}\beta(t)^2\sigma_*^2\right\}.$$

Treći specijalni slučaj *Lee & Schmidt, 1993* modela jeste *Kumbhakar & Wang, 2005* model, koji prati sledeću specifikaciju:

$$\beta(t) = \exp\{\gamma(t - \underline{t})\}.$$

Razlika u odnosu na *Battese & Coelli, 1992* model gde je T predstavljalo krajni period, ogleda se u tome što sada \underline{t} predstavlja početni period. Dakle, kod *Kumbhakar & Wang, 2005* modela, pretpostavka o raspodeli komponente u_i određuje inicijalnu raspodelu tehničke neefikasnosti.

Međusobnim upoređivanjem *Lee & Schmidt, 1993* modela i njegovih specijalnih slučajeva sa vremenski invarijantnim modelima, može se zaključiti da u slučaju kada važi da je $\gamma = 0$, *Kumbhakar & Wang, 2005* i *Battese & Coelli, 1992* modeli se svode na vremenski invarijantan model slučajnih efekata. Isto važi i za *Kumbhakar, 1990* model, kada je $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$.

Konačno, kada važi da je $\beta_t = 1$ za svako t u *Lee & Schmidt, 1993* modelu, model se takođe može svesti na vremenski invarijantan model slučajnih efekata. S obzirom na to da u *Kumbhakar, 1990* modelu, u funkciji $\beta(t)$ figuriraju dva parametra, *Kumbhakar, 1990* model se može smatrati uopštenijim od *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modela.

S druge strane, kao što je već navedeno, *Lee & Schmidt, 1993* model predstavlja generalizaciju sva tri modela. S tim u vezi, prilikom ocene modela sa vremenski varijantnom tehničkom (ne)efikasnošću ima smisla početi od *Kumbhakar, 1990* modela. Takođe, bitno je navesti da *Kumbhakar, 1990*, *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modeli pronalaze svoj značaj u empirijskim istraživanjima jer prevazilaze nedostatke *Lee & Schmidt, 1993* modela u slučaju kratkih panela.

4.3.2.3.2. Modeli četvrte klase

Iako prethodno objašnjeni modeli omogućavaju ocenu vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti, ostaje otvoreno pitanje u kojoj meri je odstupanje od optimalne granice efikasnosti posledica tehničke neefikasnosti, a u kojoj meri posledica prisutstva individualnih efekata. Drugim rečima, nameće se potreba za razdvajanjem posledica heterogenosti između jedinica posmatranja od tehničke neefikasnosti koja je samim tim vremenski invarijantna. Upravo na ovoj premisi, moguće je definisati sledeću klasu modela koja ima za cilj odvojenu ocenu individualnih efekata koji obuhvataju heterogenost između jedinica posmatranja i tehničke neefikasnosti.

Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije koji odvajaju heterogenost između jedinica posmatranja i tehničku neefikasnost prvi put su definisani u radu *Green, 2005a*¹⁵³. S tim u vezi, izdvajaju su dve forme modela (jedna u fiksnoj druga u stohastičkoj specifikaciji) koje dozvoljavaju prisustvo perzistentne neefikasnosti, bez obzira na to da li se vremenski invarijantna komponenta posmatra kao tehnička neefikasnost ili posledica prisustva individualnih efekata. U poređenju sa modelom granične proizvodne funkcije gde figurira vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost u fiksnoj specifikaciji, u model je potrebno uvrstiti dodatnu komponentu koja će varirati i u dimenziji vremena i po jedinicama posmatranja. Samim tim, model je poznatiji kao model “pravih” fiksnih efekata i ima sledeći oblik:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \sum_n \beta_n \ln x_{it} + v_{it} - u_{it},$$

gde je u_{it} komponenta koja predstavlja vremenski varijantnu tehničku neefikasnost, dok α_i predstavlja individualne efekte tako da u odnosu na model fiksnih efekata sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću važi $\alpha_i = \beta_{0i} = \beta_0 - \mu_i$.

Razlog zbog kojeg se model naziva “pravim” fiksnim efektima proističe iz pretpostavke da su individualni efekti α_i fisknog karaktera. S druge strane, ukoliko bi se individualni efekti α_i posmatrali kao slučajni efekti, moguće je definisati i model “pravih” slučajnih efekata koji ima sledeći oblik:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{it} + v_{it} - u_{it} + \mu_i.$$

Kod modela pravih slučajnih efekata, individualni efekti μ_i su deo kompozitne slučajne greške modela, baš kao i kod modela slučajnih efekata gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna. Samim tim, individualni efekti obuhvataju heterogenost između jedinica posmatranja, ali i deo tehničke neefikasnosti koja je perzistentna u dimenziji vremena. Bitno je istaći da ekonometrijska literatura ne prepoznaje način na koji moguće izabrati odgovarajuću specifikaciju modela.¹⁵⁴

Značajna prednost navedenih modela je ta da je omogućeno u model uvrstiti i dodatne vremenski varijantne varijable koje imaju za cilj da preciznije ocene uzrok ostvarene neefikasnosti. Ipak, glavni nedostatak pre svega modela “pravih” fiksnih efekata, nastaje kada se raspolaže sa velikim brojem jedinica posmatranja, usled velikog broja parametara koje je potrebno oceniti nakon uključivanja veštačkih promenljivih za svaku jedinicu posmatranja posebno.¹⁵⁵ Problem je moguće prevazići transformacijom modela koja podrazumeva uvođenje multiplikativne forme za komponentu koja se odnosi na tehničku neefikasnost.¹⁵⁶

Samim tim, alternativna formulacija modela glasi:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \varepsilon_{it},$$

¹⁵³ Green W.H. (2005a), *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 23, pp. 7-32.

¹⁵⁴ Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.

¹⁵⁵ Green W.H. (2005b), *Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model*, Journal of Econometrics Vol. 126, pp. 269–303.

¹⁵⁶ Wang H.J. & Ho C.W. (2010), *Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation*, Journal of Econometrics Vol. 157, pp. 286-296.

gde je $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$. Takođe, važi pretpostavka da komponenta v_{it} prati normalnu raspodelu sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom, dok se vremenski varijantna tehnička neefikasnost u_{it} može predstaviti kao proizvod vremenski invarijantne komponente u_i^* i komponente h_{it} koja obuhvata individualne i vremenske efekte, tako da važi $h_{it} = f(z_{it}'\delta)$, odnosno $u_i^* \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$.

Bez obzira na to da li se model ocenjuje kovarijacionim metodom ili uvođenjem prve diference, dobija se algebarski identičan model. U poređenju sa prethodno definisanim modelima u kojima figurira vremenski varijantna tehnička neefikasnost, postavljanjem varijable koja predstavlja trend umesto objašnjavajućih varijabli z_{it}' , model se svodi na *Kumbhakar, 1990* i *Battese & Coelli, 1992* modele treće klase.

Pored navedenog, bitno je istaći da se nedostatak modela četvrte klase ogleda u činjenici da perzistentna neefikasnost ostaje neocenjena jer je obuhvaćena individualnim efektima. Samim tim, ocena tehničke neefikasnosti je pristrasna jer određeni deo tehničke neefikasnosti ostaje neocenjen. S tim u vezi, nameće se potreba za razdvajanjem perzistentne i vremenski varijantne tehničke neefikasnosti.

4.3.2.3.3. Modeli pete klase

Naredna generacija modela stohastičke granične proizvodne funkcije, koja razdvaja perzistentnu i vremenski varijantnu tehničku neefikasnost vezuje se radove novijeg datuma koji se u metodološkom smislu oslanjaju na *Kumbhakar & Heshmati, 1995* model.¹⁵⁷ Odvojena ocena perzistentne neefikasnosti posebno dolazi do izražaja kod kratkih panela jer reflektuje uticaj pre svega menadžmenta kao i drugih faktora od uticaja za koje nije očekivati da se za relativno kratak vremenski period značajnije promene ali su karakteristični za svaku jedinicu posmatranja posebno.

U skladu sa prethodno navedenim, moguće je definisati model stohastičke granične proizvodne funkcije sledećeg oblika:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \varepsilon_{it},$$

gde se greška modela ε_{it} može dekomponovati na stohastičku komponentu (v_{it}) koja obuhvata uticaj svih onih slučajnih faktora od uticaja na varijabilitet ostvarenog autputa i ostatka slučajne greške modela u_{it} koji predstavlja tehničku neefikasnost i pod uticajem je svih onih faktora za koje se može reći da su pod kontrolom proizvodnih jedinica. S tim u vezi, važi da je $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$. Dodatak u odnosu na prethodno definisane modele zasniva se na dekompoziciji komponente u_{it} na vremenski invarijantnu komponentu u_i koja predstavlja perzistentnu tehničku neefikasnost i komponentu τ_{it} koja predstavlja vremenski varijantnu tehničku neefikasnost, tako da važi: $u_{it} = u_i + \tau_{it}$.

Definisanje prirode ostvarene tehničke neefikasnosti posebno je značajno sa aspekta utvrđivanja dominantnih faktora od uticaja. Primera radi, ukoliko vremenski varijantna komponenta τ_{it} preovlađuje u ukupno ostvarenoj tehničkoj neefikasnosti, može se pretpostaviti da je glavni uzrok ostavere neefikasnosti karakterističan za posmatranu godinu i da možda već u narednoj godini neće biti u prvom planu.

S druge strane, ukoliko u okviru ukupno ostvarene tehničke neefikasnosti dominira perzistentna neefikasnost u_i , s razlogom se može pretpostaviti da je uzroke potrebno tražiti u onim faktorima koji su pod kontrolom proizvodnih subjekata, kao npr. karakteristike donosioca odluka.

¹⁵⁷ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

Takođe, razlozi za postojanjem perzistentne tehničke neefikasnosti mogu se tražiti i u okviru administrativnih mera koje na određeni način mogu onemogućavati dalji razvoj. Dakle, dominantna uloga vremenski varijantne komponente τ_{it} ukazuje na značaj kratkoročnih faktora od uticaja, dok značajnije prisustvo vremenski invarijantne komponente u_i ukazuje na prisustvo dugoročnih faktora od uticaja na ostavrenu tehničku (ne)efikasnost.

Dodatna prednost navedene specifikacije modela ogleda se i kroz mogućnost testiranja prisustva perzistentne tehničke neefikasnosti bez uvođenja dodatnih ograničenja po pitanju vremenske zavisnosti. Uključivanjem vremenske varijable kao nezavisno promenljive u model proizvodne funkcije, pruža se mogućnost odvojenog sagledavanja egzogenog tehničkog progresa i vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti.

Ukoliko se navedeni model predstavi u sledećoj specifikaciji:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \omega_{it},$$

tako da važi $\alpha_i \equiv \beta_0 - u_i - E(\tau_{it})$ i $\omega_{it} = v_{it} - (\tau_{it} - E(\tau_{it}))$, model se može posmatrati kao model fiksnih efekata i samim tim se može oceniti *LSDV* ili kovarijacionim metodom. S druge strane, uz pretpostavku da su efekti α_i stohastičke prirode, model se može oceniti metodom uopštenih najmanjih kvadrata svojstveno panel regresionom modelu slučajnih individualnih efekata.

Bez obzira na to da li se polazi od pretpostavke da su individualni efekti α_i u fiksnoj ili stohastičkoj specifikaciji, ocena modela se sprovodi višestepenom procedurom. Ukoliko se radi o modelima stohastičke granične proizvodne funkcije u fiksnoj specifikaciji, ocena modela se sastoji iz četiri koraka.

U prvom koraku, potrebno je sprovesti *LSDV* ili kovarijacioni metod kako bi se dobile ocene nepoznatih parametara β_n s. Sprovođenjem kovarijacione metode iz modela se izostavljaju individualni efekti α_i .

U drugom koraku se na osnovu ocenjenih vrednosti $\hat{\beta}_n$ s obračunavaju pseudo reziduali $r_{it} = y_{it} - x'_{it}\hat{\beta}$ koji se mogu izraziti i kao $\alpha_i^* + \omega_{it}$. Koristeći izvedene pseudo rezidualne, na prosečne vrednosti od r_{it} za svaku jedinicu posmatranja i , moguće je izvesti ocenu individualnih efekata α_i^* . Zatim se izvodi ocena vremenski invarijantne komponente u_i na osnovu izraza: $\max_i\{\bar{r}_i\} - \bar{r}_i = \max_i\{\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_i^*\}$, gde je \bar{r}_i prosečna vrednost (kroz vreme) od r_{it} za svaku jedinicu posmatranja i . Bitno je istaći da se ocena vremenski invarijantne komponente u_i sprovodi u odnosu na efikasnu jedinicu posmatranja u okviru uzorka.

U trećem koraku, na osnovu ocenjenih vrednosti $\hat{\beta}_n$ s i \hat{u}_i , potrebno je obračunati rezidualne $\eta_{it} = y_{it} - x'_{it}\hat{\beta} + \hat{u}_i$, koji sada sadrže $\beta_0 + v_{it} - \tau_{it}$ (β_0 i ω_{it} su u prethodnom koraku isključeni iz modela obračunom sredine pseudo reziduala za svaku jedinicu posmatranja i). Na ovom nivou ocene modela, potrebno je uvesti izvesne pretpostavke o raspodeli komponenti v_{it} i τ_{it} , tako da važi: $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ i $\tau_{it} \sim N^+(0, \sigma_\tau^2)$. Dakle, uvodeći pretpostavku o raspodeli komponentata v_{it} i τ_{it} , polazi se od toga da vremenski varijantna tehnička neefikasnost prati polu-normalnu raspodelu. Ipak, generalizacija raspodele za komponentu τ_{it} , odnosno uvođenje trankirane-normalne raspodele, nije moguće kod modela pete klase.

Posmatrajući rezidualne η_{it} kao zavisno promenljivu, definiše se regresioni model na osnovu kojeg se vrši ocena slobodnog člana β_0 . Ovde je bitno istaći da se proverom oblika raspodele reziduala η_{it} , može izvesti zaključak u pogledu prisustva vremenski varijantne tehničke neefikasnosti. Ukoliko su reziduali η_{it} negativno asimetrični, svakako ima smisla nastaviti analizu u pogledu ocene vremenski varijantne tehničke neefikasnosti.

S druge strane, ukoliko se pokaže da su reziduali normalno raspoređeni, tada važi da je $\tau_{it} = 0$, pa se model svodi na model sa vremenski invarijantnom tehničkom neefikasnošću. Na kraju, u četvrtom koraku, izvodi se ocena vremenski varijantne tehničke neefikasnosti τ_{it} .

U slučaju da su individualni efekti α_i stohastičkog karaktera i da se samim tim model oslanja na panel modele slučajnih individualnih efekata, prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije sa ciljem da se odvojeno ocene perzistentna i vremenski varijantna tehnička neefikasnost, polazi se od modela sledećeg oblika:

$$y_{it} = \beta_0^* + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} - u_i^* + \omega_{it},$$

gde važi: $\beta_0^* \equiv \beta_0 - E(u_i) - E(\tau_{it})$, $u_i^* = u_i - E(u_i)$ i $\omega_{it} = v_{it} - (\tau_{it} - E(\tau_{it}))$, tako da su u_i^* i ω_{it} slučajne varijable sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom.

U skladu sa prethodno navedenim, u prvom koraku model je potrebno oceniti metodom uopštenih najmanjih kvadrata, kako bi se dobile ocene nepoznatih parametara β_n s i β_0^* . U drugom koraku se na osnovu pseudo reziduala $\tilde{r}_{it} = y_{it} - x'_{it}\hat{\beta} - \beta_0^*$ vrši ocena perzistentne tehničke neefikasnosti u_i^* .

Najbolji linearni nepristrasni prediktor (BLUP) za ocenu parametra u_i^* glasi:

$$\tilde{u}_i^* = - \left\{ \frac{\hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_\omega^2 + T\hat{\sigma}_u^2} \right\} \sum_t \tilde{r}_{it}.$$

Konačno, ocena vremenski inavrijantne tehničke neefikasnosti u_i izvodi se poznatom procedurom za svaku jedinicu posmatranja posebno ($u_i = \max_i\{u_i^*\} - u_i^*$). Treći i četvrti korak su istovetni sa trećim i četvrtim korakom modela fiksnih efekata.

4.3.2.3.4. Modeli šeste klase

Iako prethodno definisan model pruža mogućnost odvojene ocene perzistentne i vremenski varijantne tehničke neefikasnosti, ocena ukupne tehničke efikasnosti ostaje pristrasna. Problem je u tome što model pete klase ne pruža mogućnost odvojene ocene individualnih efekata i perzistentne tehničke neefikasnosti, već upravo individualne efekte posmatra kao dugoročno prisutnu tehničku neefikasnost koja je vremenski invarijantna.

Mogućnost odvojene ocene individualnih efekata, vremenski invarijantne (perzistentne) tehničke neefikasnosti, kao i vremenski varijantne tehničke neefikasnosti pruža *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* model¹⁵⁸ koji uzima sledeću formu:

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \mu_i + v_{it} - \eta_i - u_{it}.$$

Ovako definisan model prevazilazi određena ograničenja sa kojima se sučeljavaju prethodno definisani modeli stohastičke granične proizvodne funkcije. Kod navedenog modela, greška je sastavljena iz čak četiri komponente koje predstavljaju individualne efekte (μ_i), slučajne efekte (v_{it}), perzistentnu odnosno vremenski invarijantnu tehničku neefikasnost (η_i) i vremenski varijantnu tehničku neefikasnost (u_{it}). Dodatna prednost modela šeste klase, ogleda se u tome što se komponente greške modela mogu istovremeno oceniti u modelu, a mogu ukoliko ne pokazuju statističku značajnost biti i isključene iz modela.

¹⁵⁸ Kumbhakar S.C., Lien G., Hardaker, J.B. (2014), *Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 41, No. 2, pp. 321-337.

Vrlo značajan napredak u oceni modela stohastičke granične proizvodne funkcije primenom šeste klase modela u odnosu na prethodno definisane modele, ogleda se u tom što je omogućeno oceniti vremenski varijantnu tehničku neefikasnost za period t , koja nije u vezi sa prethodno obračunatom neefikasnošću za vremenski period $t-1$. Na taj način, moguće je ispratiti eventualno poboljšanje efikasnosti za jedinicu posmatranja i . Takođe, mogućnost odvojene ocene individualnih efekata ostavlja prostor za odvojeno sagledavanje značaja heterogenosti između jedinica posmatranja koje je u dosadašnjim modelima posmatrano kao perzistentna neefikasnost. S druge strane, model šeste klase posebno ocenjuje vremenski invarijantnu tehničku neefikasnost u kontekstu prisustva dugoročnih ograničenja koja su pod kontrolom proizvodnih subjekata.

Ocenu modela stohastičke granične proizvodne funkcije koja odvojeno posmatra vremenski invarijantnu tehničku neefikasnost, vremenski varijantnu tehničku neefikasnost i individualne efekte, moguće je oceniti u tri koraka metodom maksimalne verodostojnosti.¹⁵⁹ S obzirom na to da se radi o parametarskoj metodi, prilikom ocene modela potrebno je uvesti određene pretpostavke u vezi sa raspodelom komponenata slučajne greške modela. Centrirani model prilagođen oceni, sledećeg je oblika:

$$y_{it} = \alpha_0^* + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \alpha_i + \varepsilon_{it}.$$

U ovako definisanom modelu, važi sledeće: $\alpha_0^* = \alpha_0 - E(\eta_i) - E(u_{it})$, $\alpha_i = \mu_i - \eta_i + E(\eta_i)$ i $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$. Parametri α_i i ε_{it} poseduju nultu srednju vrednost i homoskedastičnu varijansu, tako da je celokupan model moguće oceniti u tri koraka.

U prvom koraku, primenom standardne procedure svojstvene panel regresionoj analizi slučajnih individualnih efekata, potrebno je oceniti nepoznate regresione koeficijente modela β_n s. Takođe, polaznom ocenom modela dobijaju se i ocenjene vrednosti za α_i i ε_{it} .

U drugom koraku vrši se ocena vremenski varijantne tehničke neefikasnosti u_{it} . U nastavku se koriste prethodno ocenjene vrednosti za ε_{it} , tako da važi $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$, gde v_{it} prati normalnu, a u_{it} polu-normalnu raspodelu. Za očekivanu srednju vrednost vremenski varijantne tehničke neefikasnosti u_{it} , važi: $E(u_{it}) = \sqrt{2/\pi}\sigma_u$. Ocena vremenski varijantne tehničke efikasnosti u oznaci RTE dobija se na sledeći način: $RTE_{it} = \exp\{-\hat{u}_{it}\}$.

U trećem koraku, sličnom procedurom kao i u drugom koraku vrši se ocena vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti η_i . Ocena se izvodi na osnovu vrednosti α_i dobijenih u prvom koraku, uz pretpostavku da μ_i prati normalnu, a η_i polu-normalnu raspodelu, tako da je očekivana srednja vrednost za η_i , $E(\eta_i) = \sqrt{2/\pi}\sigma_\eta$. Ocena perzistentne tehničke efikasnosti, ovog puta u oznaci PTE vrši se na sledeći način: $PTE_i = \exp\{-\hat{\eta}_i\}$. Na kraju, ukupna ocena tehničke efikasnosti se dobija množenjem vremenski invarijantne i vremenski varijantne tehničke efikasnosti ($OTE = RTE \times PTE$).

Pored navedenog, bitno je istaći da je u okviru drugog i trećeg koraka ocene modela moguće uvesti pretpostavku o nenultoj srednjoj vrednosti za perzistentnu i vremenski varijantnu tehničku neefikasnost, što znači da je model moguće oceniti i u uslovima heteroskedastične varijanse $\sigma_{\eta_i}^2$, odnosno $\sigma_{u_i}^2$. Uvođenje pretpostavke o nenultim srednjim vrednostima za komponente ukupne tehničke neefikasnosti znači da komponente η_i i u_{it} prate trankiranu-normalnu raspodelu što je svakako moguće proveriti. U slučaju da navedene komponente prate polu-normalnu raspodelu, ocenu uticaja dodatnih objašnjavajućih promenljivih moguće je sprovesti na način koji je karakterističan oceni modela sa heteroskedastičnom varijansom.

¹⁵⁹ Colombi R., Martini G., Vittadini G. (2011), *A Stochastic Frontier Model with Short-Run and Long-Run Inefficiency Random Effects*, Department of Economics and Technology Management, University of Bergamo, Working Paper Series.

Opšti zaključak prilikom definisanja modela stohastičke granične proizvodne funkcije glasi da odabir odgovarajućeg modela prevashodno zavisi od raspoloživih podataka i cilja istraživanja. Primetno je da poslednja, šesta klasa modela, daje najobuhvatniju ocenu tehničke efikasnosti, ali se nikako ne sme zanemariti značaj modela koji joj metodološki prethode. Takođe, ocena tehničke efikasnosti proizvodnih subjekata je osetljiva na izbor modela, pa se mogu očekivati različite ocene za različite modele ako se ocena izvodi za isti skup proizvodnih subjekata. U skladu sa tim, u cilju detaljne analize tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, uzete su obzir sve navedene klase modela.

4.4. Korišćeni podaci

Prilikom ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava neophodno je raspolagati sa konzistentnim podacima koji prate sve aspekte poslovanja, kako interne tako i eksterne. Podaci koji prate interne aspekte poslovanja odnose se na karakteristike poljoprivrednih gazdinstava i poljoprivrednih proizvođača, odnosno donosiocima odluka na gazdinstvu. S druge strane, podaci koji obuhvataju eksterne aspekte poslovanja odnose se na sve one faktore koji utiču na proizvodni rezultat a nisu pod direktnom kontrolom gazdinstva kao što su aktuelne mere agrarne politike i prirodni uslovi u okviru kojih se organizuje poljoprivredna proizvodnja. Dodatno, ukoliko je u interesu istraživanja oceniti uspešnost poslovanja u dimenziji vremena, neophodni su panel podaci koji predstavljaju karakteristike većeg broja istih poljoprivrednih gazdinstava za određeni vremenski period.

Kao osnovni izvor podataka mogu poslužiti posebno kreirane ankete, koje je vrlo teško realizovati, naročito za duži vremenski period jer zahtevaju adekvatnu infrastrukturnu podršku i visoka finansijska izdvajanja. Samim tim, podaci zvaničnih institucija su od posebnog značaja jer su pre svega metodološki potkrepljeni i uporedivi sa podacima i na osnovu njih sprovedenim analizama na međunarodnom nivou.

Jedina takva baza podataka koja prati poslovanje poljoprivrednih gazdinstava u Republici Srbiji za duži vremenski period, jeste sistem računovodstvenih podataka na poljoprivrednim gazdinstvima koji je poznatiji kao FADN sistem (*engl. The Farm Accountancy Data Network*). Prednost FADN sistema u odnosu na ostale zvanične baze podataka ogleda se u tome što FADN sistem prikuplja podatke na mikro nivou posmatrajući određen broj istih poljoprivrednih gazdinstava za duži vremenski period. Takođe, metodologija prikupljanja podataka je usklađena sa zvaničnom metodologijom Zajedničke agrarne politike Evropske unije, pa su podaci u potpunosti uporedivi sa najvećim brojem evropskih zemalja.

Osnovni zadatak FADN uzorka ogleda se u kontinuiranom prikupljanju i obradi računovodstvenih podataka sa komercijalnih poljoprivrednih gazdinstava, a sve sa ciljem obezbeđivanja informacija o naturalnom i finansijskom poslovanju posmatranih gazdinstava. Samim tim, FADN sistem predstavlja evidenciju o mikropodacima na komercijalnim poljoprivrednim gazdinstvima koji se mogu podeliti na: finansijske podatke, strukturne podatke i tehničke podatke. Prikupljene informacije je moguće sistematizovati na pokazatelje fizičkog obima i finansijske pokazatelja poslovanja. Tako sistematizovane podatke moguće je dalje razvrstati u osam grupa indikatora: 1. Uzorak i populacija; 2. Struktura i prinos; 3. Vrednost proizvodnje; 4. Troškovi inputa; 5. Subvencije; 6. Prihodi; 7. Bilans stanja i 8. Finansijski indikatori. U okviru svake grupe indikatora figurira veći broj zasebnih varijabli čiji je ukupan broj na nivou EU 171.¹⁶⁰

¹⁶⁰ 47. Novaković T., Milić D., Mutavdžić Beba, Tekić Dragana (2020), Reprezentativnost FADN uzorka u Srbiji, *Agroekonomika*, god. 49, broj 87, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776.

U zemljama Evropske unije, FADN sistem je uspostavljen 1965. godine. Postepenim unapređivanjem korišćene metodologije prikupljanja podataka, kreiran je uzorak koji broji oko 80.000 poljoprivrednih gazdinstava (od okvirnih ukupno 5.000.000 gazdinstava sa teritorije EU). Na taj način, izdvojeni uzorak reprezentuje strukturu 90% korišćenog poljoprivrednog zemljišta i oko 90% realizovane poljoprivredne proizvodnje zemalja EU.

Pod pojmom komercijalno poljoprivredno gazdinstvo, podrazumevaju se gazdinstva koja više od 2/3 ukupnih prihoda ostvaruju iz poljoprivredne proizvodnje i na taj način obezbeđuju adekvatan nivo prihoda neophodan za izdržavanje porodice. Navedeni ekonomski prag na osnovu kojeg se utvrđuje da li gazdinstvo obezbeđuje uslove da se uključi u FADN uzorak, zasniva se na ostavrenoj ekonomskoj veličini poljoprivrednih gazdinstava. Kako je u različitim zemljama članicama EU, stepen privrednog razvoja na različitim nivoima, ekonomski prag na osnovu kojeg se definiše adekvatan nivo prihoda neophodan za izdržavanje porodice, razlikuje se od zemlje do zemlje. Najviši prag ekonomske veličine u zemljama EU poseduju: Belgija, Nemačka, Danska, Francuska, Luksemburg, Holandija i Slovačka (25.000 EUR), dok je najniža granica ekonomske veličine u Bugarskoj i Rumuniji (4.000 EUR), što važi i za Republiku Srbiju.¹⁶¹

Ekonomska veličina poljoprivrednih gazdinstava predstavlja prosečnu bruto vrednost poljoprivredne proizvodnje koja je ostvarena pri "normalnim uslovima proizvodnje". Pod pojmom "normalni uslovi proizvodnje" podrazumevaju se regularne okolnosti po pitanju uobičajenih klimatskih prilika i samim tim standardnih prinosa za posmatranu geografsku oblast. Obračunu ekonomske veličine prethodi utvrđivanje jednog ili češće više standardnih autputa (skraćeno *SO* od engleskog izraza *Standard Output*) koji se vezuju za svaku kulturu ili vrstu stoke posebno. *SO* poljoprivrednih gazdinstava dobija se množenjem odgovarajućih *SO* koeficijenata za svaki poljoprivredni proizvod posebno, sa odgovarajućom površinom ili brojem grla stoke.¹⁶²

Radi lakšeg praćenja, poljoprivredna gazdinstva se svrstavaju u različite klase ekonomskih veličina. Prema zvaničnoj metodologiji EU, postoji ukupno 14 klasa ekonomskih veličina, s tim da je prema potrebi moguće spajanje određenih klasa posle čega se dobija manji broj klasa.

Pored ekonomske veličine, bitne kriterijume prilikom odabira poljoprivrednih gazdinstava za FADN uzorak, predstavljaju i tip poljoprivredne proizvodnje, odnosno pripadajući FADN region. Tip poljoprivredne proizvodnje se određuje na osnovu preovlađujućeg standardnog autputa (više od 2/3) u ukupno ostavrenoj ekonomskoj veličini gazdinstva. S tim u vezi, definisano je pet specijalizovanih i tri mešovite grupe poljoprivrednih gazdinstava. Specijalizovana gazdinstva mogu biti: gazdinstva specijalizovana za ratarsku proizvodnju, gazdinstva specijalizovana za proizvodnju povrća, cveća i ostale hortikulture, gazdinstva specijalizovana za višegodišnje zasade (voćnjaci i vinogradi), gazdinstva specijalizovana za uzgoj stoke na ispaši (goveda, ovce, koze) i gazdinstva specijalizovana za uzgoj svinja i živine. S druge strane, mešovita poljoprivredna gazdinstva podrazumevaju gazdinstva na kojima se organizuje mešovita biljna proizvodnja, mešovita stočarska proizvodnja i mešovita biljna i stočarska proizvodnja. U okviru svakog tipa poljoprivrednog gazdinstva postoji i određeni broj podtipova, kojih sveukupno na nivou EU ima 62, dok je u Republici Srbiji ukupan broj podtipova 55. Gazdinstva na kojima se organizuje proizvodnja kravljeg mleka, a koja su u fokusu istraživanja u ovoj disertaciji, moguće je prepoznati među gazdinstvima specijalizovanim za uzgoj stoke na ispaši, kao i gazdinstvima na kojima se organizuje mešovita stočarska proizvodnja i mešovita biljna i stočarska proizvodnja.

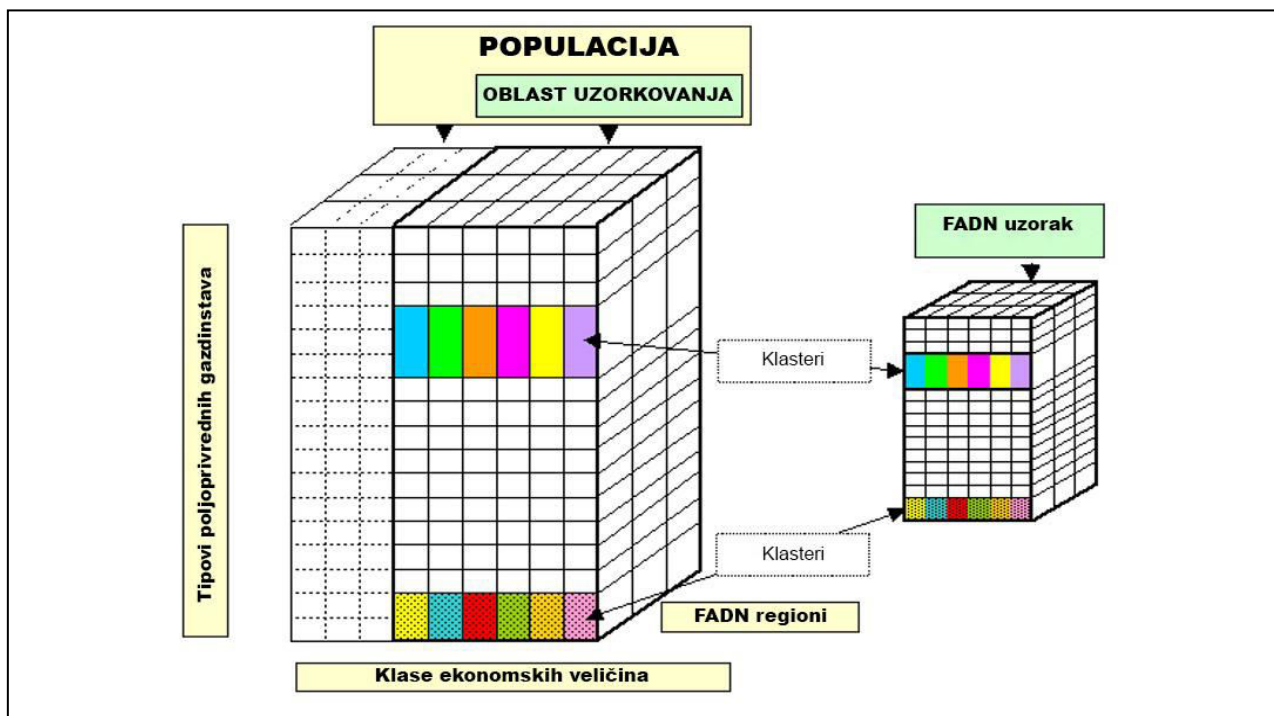
¹⁶¹ Ibid.

¹⁶² Novaković T., Milić D., Mutavdžić Beba (2019), *Metodologija obračuna ekonomske veličine poljoprivrednih gazdinstava*, Agroekonomika, god. 48, br. 82, Poljoprivredni fakultet, Univerziteta u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776 (On line).

S druge strane, FADN regioni se formiraju na osnovu geografskih, ekonomskih ili nekih drugih kriterijuma, koji definišu specifične uslove proizvodnje. U Evropskoj uniji, ukupan broj FADN regiona je 132, dok je podela u Republici Srbiji izvršena na regione Srbija – sever i Srbija – jug. Navedena teritorijalna podela odgovara nomenklaturi statističkih teritorijalnih jedinica prvog nivoa (NUTS 1). S tim u vezi, poredeći FADN regione sa nomenklaturom statističkih teritorijalnih jedinica drugog nivoa (NUTS 2), FADN region Srbija – sever obuhvata Beogradski region i Region Vojvodine, dok FADN region Srbija – jug obuhvata regione Šumadija i Zapadna Srbija i Južna i Istočna Srbija.

Metodološki okvir odabira poljoprivrednih gazdinstava koja će formirati FADN uzorak zasniva se na stratifikovanom uzorku sa proporcionalnim rasporedom. U osnovi, stratifikovani uzorak svoju primenu pronalazi kada je osnovni skup heterogen, što je svakako slučaj sa poljoprivrednim gazdinstvima koja se međusobno razlikuju po različitim kriterijumima. Ideja stratifikovanog uzorka je da se na osnovu određenog kriterijuma osnovni skup podeli na manji broj podskupova koji predstavljaju stratume. Kriterijum podele osnovnog skupa na stratume, zasniva se na karakteristikama svojstvenim jedinicama posmatranja. Metodom slučajnog uzorka iz svakog stratuma se izdvaja određeni broj jedinica posmatranja, a sve izvučene jedinice posmatranja iz svih stratuma predstavljaju stratifikovani uzorak. Kada udeo jedinica u stratifikovanom uzorku odgovara udelu pripadajućeg stratuma u osnovnom skupu, u pitanju je stratifikovani uzorak sa proporcionalnim rasporedom.¹⁶³

Kriterijumi prema kojima se formiraju stratumi prilikom formiranja FADN uzorka su: ekonomska veličina, tip gazdinstva i FADN region. U skladu sa navedenim kriterijumima, moguće projektovati trodimenzionalnu matricu na osnovu koje je najbolje objasniti način izbora gazdinstava u FADN uzorak (slika 1).



Slika 1. Trodimenzionalna matrica FADN uzorka
(Izvor: https://ec.europa.eu/agriculture/rca/methodology3_en.cfm)

¹⁶³ Hadživuković S. (1991), *Statistički metodi*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, Srbija.

Svaki kriterijum predstavlja posebnu dimenziju trodimenzionalne matrice, tako da u skladu sa brojem klasa ekonomske veličine, tipovima poljoprivrednih gazdinstava i FADN regiona zavisi i broj posmatranih ćelija.

U teoriji, na nivou cele EU, broj ćelija će biti 114.576 (14 klasa ekonomske veličine × 62 tipa gazdinstava × 132 FADN regiona = 114.576 ćelija). Samim tim, svaka ćelija predstavlja jednu kombinaciju ekonomske veličine, tipa gazdinstava i FADN regiona i kao takva sadrži određen broj poljoprivrednih gazdinstava.

Iz svake ćelije se na slučajan način bira određen broj gazdinstava koji ulaze u FADN uzorak. Broj izabranih gazdinstava iz određene ćelije zavisi od udela pripadajuće ćelije u ukupnom broju gazdinstava. Ukoliko neke ćelije ostanu prazne, dozvoljeno je spajanje ćelija prema nekom od tri kriterijuma, a najčešće prema tipu proizvodnje. Na taj način se obezbeđuje reprezentativnost FADN uzorka koji na najbolji mogući način oslikava osnovni skup.

Prilikom formiranja FADN uzorka za Republiku Srbiju, broj ćelija trodimenzionalne matrice je daleko manji i iznosi 1.320 (12 klasa ekonomske veličine × 55 tipova gazdinstava × 2 FADN regiona = 1.320 ćelija). Kako je prag ekonomske veličine za ulazak u FADN uzorak za Republiku Srbiju na nivou od 4.000 EUR, prve dve klase ekonomske veličine je neophodno izostaviti (0-2.000 i 2.000-4.000 EUR), pa će umesto 14 figurirati 12 klasa ekonomske veličine (tabela 1). Kao što je već navedeno, u Republici Srbiji egzistira nešto manji broj podtipova poljoprivrednih gazdinstava koji iznosi 55 za razliku od 62 na nivou cele EU.

Tabela 1. Klase ekonomske veličine poljoprivrednih gazdinstava prema metodologiji FADN sistema

Klase ekonomskih veličina	Opseg ekonomske veličine (u EUR)
I	0 – 1.999
II	2.000 – 3.999
III	4.000 – 7.999
IV	8.000 – 14.999
V	15.000 – 24.999
VI	25.000 – 49.999
VII	50.000 – 99.999
VIII	100.000 – 249.999
IX	250.000 – 499.999
X	500.000 – 749.999
XI	750.000 – 999.999
XII	1.000.000 – 1.499.999
XIII	1.500.000 – 2.999.999
XIV	3.000.000 i više

Izvor: Stojanović i sar., 2015

Uspostavljanje FADN sistema u Srbiji novijeg je datuma, a prvi korak je načinjen 2011. godine u okviru projekta Ministarstva poljoprivrede i zaštite životne sredine pod nazivom „Uspostavljanje sistema računovodstvenih podataka na poljoprivrednim gazdinstvima u Republici Srbiji – FADN”. U prvim godinama uspostavljanja FADN sistema u Republici Srbiji, uzorak je brojao svega 40 poljoprivrednih gazdinstava, s tim da je postavljen cilj da se do 2020. godine obezbedi najmanje 2.000 poljoprivrednih gazdinstava sa kojih će se kontinuirano voditi evidencija o poljoprivrednoj proizvodnji.¹⁶⁴

Broj anketiranih poljoprivrednih gazdinstava (PG) u okviru FADN sistema po godinama, počevši od 2011. godine, prikazan je u tabeli 2.

¹⁶⁴ Stojanović Žaklina, Nastić Lana, Jeločnik M., Anđelić B. (2015), *FADN rezultati poljoprivrednih gazdinstava (Farm Return)*, Ministarstvo poljoprivrede i zaštite životne sredine, Beograd.

Tabela 2. Struktura FADN uzorka u Republici Srbiji za period 2011-2019. godine

Godina	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Broj PG	40	172	497	989	1.104	1.263	1.404	1.647	1.658

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Iako u osnovi FADN sistem predstavlja evidenciju o računovodstvenim podacima sa poljoprivrednih gazdinstava, prikupljanje ekonomskih podataka direktno iz knjigovodstva nije moguće u svim zemljama, naročito u onim koje nisu članice EU. U takvim zemljama, među kojima se ubraja i Srbija kao predpristupna članica EU, proces prikupljanja podataka je prilagođen činjenici da većina gazdinstava ne poseduje knjigovodstvenu evidenciju, pa se podaci prikupljaju uz pomoć posebno dizajniranih anketa. FADN uzorak u Republici Srbiji se obezbeđuje preko poljoprivrednih stručnih i savetodavnih službi koje svake godine anketiraju poljoprivredne proizvođače.

Bitno je navesti da je obezbeđivanje uzorka koji realno oslikava stvarnu strukturu populacije, proces koji iziskuje vreme. Samim tim, zadovoljavajući broj poljoprivrednih gazdinstava, kao i kvalitet prikupljenih podataka za konkretnu ekonometrijsku analizu počinje sa 2015. godinom. U skladu sa navedenim, u ovoj doktorskoj disertaciji analizirani period je od 2015. do 2019. godine.

Poljoprivredna gazdinstva specijalizovana za mlečno govedarstvo koja su u fokusu sprovedenog istraživanja u ovoj disertaciji, prema FADN metodologiji pripadaju tipu gazdinstava specijalizovanih za uzgoj stoke na ispaši ili podtipovima kao što su gazdinstva na kojima se organizuje mešovita stočarska proizvodnja i gazdinstva na kojima se organizuje mešovita biljna i stočarska proizvodnja.

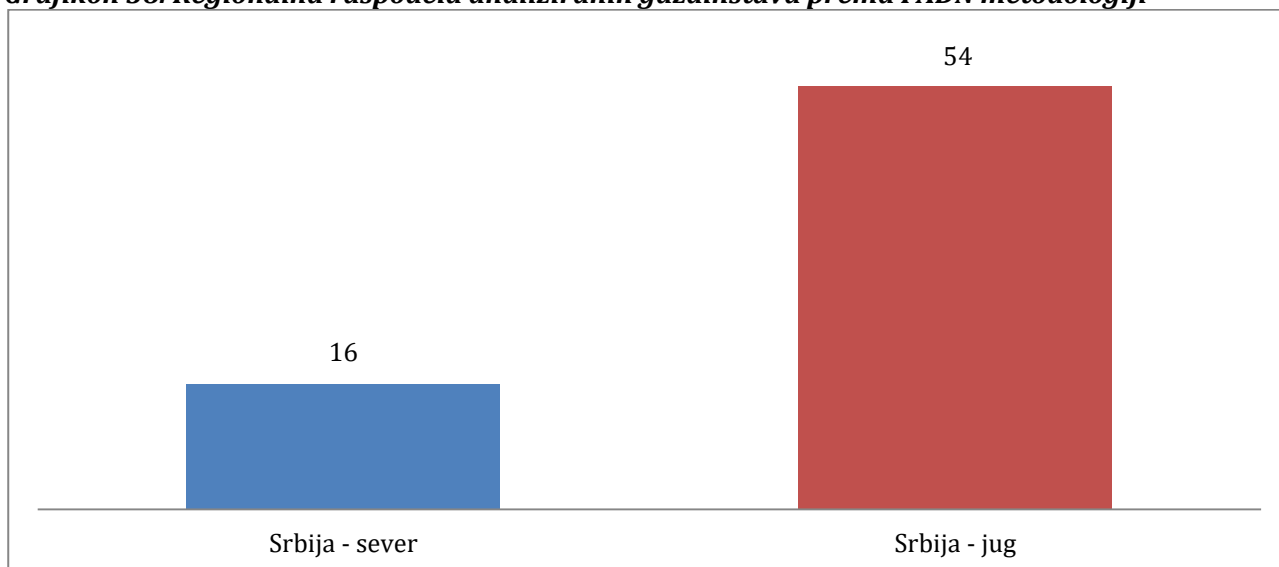
Kriterijum na osnovu kojeg su izdvojena gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka jeste da barem 50% prihoda od poljoprivredne proizvodnje proizilazi iz proizvodnje mleka. Granica od 50% učešća u ukupnim приходima je postavljena iz razloga što postoje gazdinstva koja pored proizvodnje mleka mogu da organizuju i tov junadi. U skladu sa cenom mleka i goveđeg mesa, gazdinstva koja pored proizvodnje mleka organizuju i tov junadi ostvaruju veći bruto prihod tako da je učešće vrednosti tova na višem nivou od učešća vrednosti proizvodnje mleka.

Primeru radi, moguće je da dva gazdinstva gde se na jednom organizuje samo proizvodnja mleka, a na drugom i proizvodnja mleka i tov junadi, ostvaruju istu proizvodnju mleka, a da gazdinstvo na kojem se tove junad ostvaruje veći prihod od prodaje mesa pa pripadne podtipu gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju goveđeg mesa. Samim tim, sa aspekta agrarne politike usmerene ka mlečnom govedarstvu, oba gazdinstva su podjednako važna pa ih je neophodno oba uvrstiti u analizu. Broj takvih gazdinstava u okviru FADN uzorka za koja se raspolaze sa konzistentnim podacima, za period od 2015. do 2019. godine, iznosi 70.

Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka prema metodologiji FADN sistema prikazana je na grafikonu 38. Najveći broj analiziranih gazdinstava figurira u Regionu Šumadije i Zapadne Srbije, 45,7%, dok je najmanji broj gazdinstava koji je ušao u analizu sa teritorije Beogradskog regiona, svega 3 gazdinstva.

Kao što je već navedeno, za potrebe FADN uzorka, regionalna podela je izvršena na Srbiju – sever i Srbiju – jug, pa je za potrebe analize bitno istaći da 16 gazdinstava (22,9%) pripada regionu Srbija – sever, dok 54 gazdinstva (77,1%) pripada regionu Srbija – jug.

Grafikon 38. Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava prema FADN metodologiji



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

S druge strane, struktura analiziranih gazdinstava prema klasama ekonomske veličine prikazana je u tabeli 3. Najveći broj analiziranih gazdinstava (57,1%), ostvaruje prosečnu ekonomsku veličinu koja se kreće u intervalu od 8.000 do 24.999 EUR, što obuhvata četvrtu i petu klasu ekonomske veličine. Najveća prosečna ekonomska veličina koja figurira među analiziranim gazdinstvima iznosi 259.302,00 EUR, dok je najmanja na nivou od 4.996,00 EUR.

Tabela 3. Struktura analiziranih gazdinstava prema klasama ekonomske veličine

Klase ekonomske veličine (EUR)	Broj gazdinstava
0-1.999	0
2.000-3.999	0
4.000-7.999	2
8.000-14.999	20
15.000-24.999	20
25.000-49.999	16
50.000-99.999	10
100.000-249.999	1
250.000-499.999	1
500.000-749.999	0
750.000-999.999	0
1.000.000-1.499.999	0
1.500.000-2.999.999	0
3.000.000 i više	0
Ukupno	70

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Prosečna vrednost ekonomske veličine analiziranih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo za posmatrani period od 2015-2019. godine iznosi 33.299,06 EUR. Prosečna vrednost ekonomske veličine za FADN region Srbija – sever iznosi 75.581,1 EUR, dok je za FADN region Srbiju – jug na dosta nižem nivou koji iznosi 20.771,0 EUR.

Posmatrajući teritorijalni nivo NUTS 2, Vojvodina učestvuje sa u proseku najvećom ekonomskom veličinom od 80.862,00 EUR, dok Južna i Istočna Srbija poseduje najmanju prosečnu vrednost ekonomske veličine koja je na nivou od 18.463,2 EUR. Prosečna ekonomska veličina posmatranih gazdinstava na teritoriji Beograda i Šumadije i Zapadne Srbije, na nivou je od 52.697,3 i 22.357,7 EUR respektivno.

U cilju ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, na osnovu FADN uzorka, analizirane su različite finansijske i strukturne varijable. Na osnovu analize publikacija u vezi sa ocenom tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, određene su varijable najpre za ocenu modela proizvodne funkcije, a kasnije i za dodatno objašnjenje uzroka ostvarene tehničke (ne)efikasnosti.

Kao zavisno promenljiva u modelu proizvodne funkcije odabrana je varijabla koja se odnosi na ukupnu vrednost poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava. Generalno posmatrano, formiranju varijable za ukupno ostvarenu vrednost poljoprivredne proizvodnje u FADN uzorku, prethodi utvrđivanje ukupno ostvarene vrednosti biljne i stočarske proizvodnje, kao i vrednosti ostalih proizvoda i usluga. Sve tri navedene vrednosti zbirno predstavljaju ukupnu vrednost poljoprivredne proizvodnje posmatranog gazdinstva.

Prema metodologiji FADN uzorka, do ukupne vrednosti biljne proizvodnje dolazi se tako što se najpre sabere krajnja vrednost zaliha biljne proizvodnje (umanjena za početnu vrednost zaliha biljne proizvodnje), ostvarena prodaja, potrošnja u domaćinstvu i potrošnja na gazdinstvu. Zalihe biljne proizvodnje se odnose na uskladištene proizvode biljne proizvodnje, najčešće kultura kao što su kukuruz, soja i sl. Kod gazdinstava koja se bave i stočarskom proizvodnjom najčešće se deo proizvodnje angažuje kao hrana za stoku, što podrazumeva stavku koja se odnosi na potrošnju na gazdinstvu. Na kraju, potrošnja u domaćinstvu podrazumeva potrošnju proizvoda biljne proizvodnje za sopstvene potrebe članova domaćinstva, najčešće u ishrani.

Postupak određivanja vrednosti stočarske proizvodnje je nešto složeniji od obračuna vrednosti biljne proizvodnje. Prilikom obračuna ostvarene vrednosti stočarske proizvodnje polazi se od razlike vrednosti krajnjih i početnih zaliha stočarskih proizvoda. Zatim se dodaje vrednost prodate stoke, kao i vrednost stočarskih proizvoda upotrebljenih na domaćinstvu ili korišćenih na gazdinstvu. Takođe, dodaje se vrednost stoke upotrebljene na domaćinstvu odnosno vrednost prirasta i promene vrednosti stoke. Kako bi se dobila ukupna vrednost stočarske proizvodnje, potrebno je još oduzeti vrednost kupljene stoke.

Na kraju, kada se na ukupnu vrednost biljne i stočarske proizvodnje pridoda i ukupna vrednost ostalih proizvoda i usluga, dobija se ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje. U modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, ostvarena vrednost poljoprivredne proizvodnje predstavlja ostvareni autput. Bitno je navesti da se ostvareni autput može predstaviti i naturalno, u fizičkom obimu proizvedenih poljoprivrednih proizvoda. Nedostatak ovakvog pokazatelja jeste usklađivanje kvaliteta dobijenih proizvoda. Samim tim, najveći broj empirijskih radova na temu ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava najčešće prilikom predstavljanja ostvarenog autputa koristi vrednost poljoprivredne proizvodnje, koja na indirektan način obuhvata i tržišni aspekt ostvarene proizvodnje.

Deskriptivna statistika vrednosti poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka za petogodišnji period od 2015. do 2019. godine, predstavljena je u delu 5.1..

Prilikom ocene tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, na osnovu modela stohastičke granične proizvodne funkcije, kao ulazni inputi korišćene su varijable koje se odnose na: angažovani rad, vrednost raspoloživog kapitala, korišćeno poljoprivredno zemljište i ukupne troškove proizvodnje. Kao i kod varijable koja se odnosi na ukupnu vrednost poljoprivredne proizvodnje, a koja je korišćena kao zavisno promenljiva u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, u nastavku je predstavljena detaljna metodologija na osnovu koje su definisane nezavisno promenljive (inputi) u modelu granične proizvodne funkcije.

Angažovani rad, odnosno ukupno angažovana radna snaga je prema FADN metodologiji izražena u godišnjim radnim jedinicama (GJR), gde je jedna GJR ekvivalentna radu osobe na gazdinstvu zaposlene sa punim radnim vremenom. Vrednost jedne GJR u Republici Srbiji iznosi 1.800 radnih sati što predstavlja 225 radnih dana sa po 8 radnih sati. Ovde je bitno navesti da u okviru ukupno angažovane radne snage izražene u GJR, figuriraju dva elementa: neplaćena i plaćena radna snaga. Prilikom obračuna GJR za neplaćenu radnu snagu, u obzir se uzima rad članova porodice na poljoprivrednom gazdinstvu. S druge strane, kod obračuna GJR plaćene radne snage u obzir se uzima rad sezonske radne snage ili stalno zaposlenih lica koji su u radnom odnosu. Dakle, sabiranjem GJR za neplaćenu i plaćenu radnu snagu dobija se varijabla koja se odnosi na ukupno angažovanu radnu snagu koja je korišćena kao jedna od varijabli u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije.

Druga nezavisno promenljiva koja je uvrštena u model stohastičke granične proizvodne funkcije, odnosi se na raspoloživi kapital analiziranih gazdinstava. Na osnovu raspoloživih podataka iz FADN uzorka, vrednost kapitala je obračunata kao razlika ukupnih sredstava poljoprivrednih gazdinstava i postojećih obaveza. Prema FADN metodologiji, ukupna sredstva poljoprivrednih gazdinstava predstavljaju sva sredstva koja gazdinstvo poseduje i proizilaze iz zbira osnovnih sredstava i obrtnih sredstava. U osnovna sredstva se ubrajaju sva ona sredstva značajne vrednosti koja su u upotrebi veći broj godina unazad, a koja su isključivo u vlasništvu gazdinstva. U okviru osnovnih sredstava ubrajaju se poljoprivredno zemljište, šume, objekti, mehanizacija, oprema i vrednost osnovnog stada. Ovde je bitno istaći, da kada je reč o vrednostima osnovnog stada, misli se na vrednost na kraju godine za priplodne junice, muzne krave, ostale krave, priplodne koze, ovce i priplodne krmače. Obrtna sredstva podrazumevaju ostalu stoku koja nije za priplod, zalihe i ostala obrtna sredstva. S druge strane, ukupne obaveze čija vrednost se oduzima od ukupnih sredstava prilikom obračuna kapitala, predstavljaju vrednost dugoročnih i kratkoročnih dugovanja.

Troškovi poljoprivredne proizvodnje, odnosno ukupni troškovi inputa, koji predstavljaju treću nezavisno promenljivu u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, podrazumevaju troškove koji su direktno povezani sa poljoprivrednom aktivnošću gazdinstva u toku obračunske godine. U okviru ukupnih troškova poljoprivredne proizvodnje podrazumevaju se i troškovi inputa proizvedenih na gazdinstvu koji su kasnije uključeni u proizvodni proces kao što su sadni materijal, seme, stočna hrana za ispašu i sl. Vrednost stajnjaka nije uključena u ukupne troškove poljoprivredne proizvodnje.

Prema metodologiji FADN sistema, ukupni troškovi poljoprivredne proizvodnje predstavljaju zbir: ukupne međufazne potrošnje, troškova amortizacije i troškova faktora van gazdinstva. Ukupna međufazna potrošnja podrazumeva ukupne specifične troškove (varijabilni troškovi) i ukupne režijske troškove (fiksni troškovi). Varijabilni troškovi podrazumevaju sve troškove koji su direktno vezani za proizvodni proces, odnosno određeni tip proizvodnje, poput: troškova semena, đubriva, sredstava za zaštitu bilja, troškovi stočne hrane i sl. S druge strane, fiksni troškovi podrazumevaju sve one troškove koje je nemoguće direktno vezati sa određenim tipom proizvodnje, odnosno smatraju se zajedničkim za više linija proizvodnje. U skladu sa prethodno navedenim, ukupni režijski troškovi mogu biti: troškovi zakupa mehanizacije i objekata, troškovi energije, troškovi telefona, troškovi vode, osiguranja i sl. Troškovi amortizacije se vezuju za amortizaciju osnovnih sredstava koja su u vlasništvu gazdinstva. Na kraju, troškovi faktora van gazdinstva podrazumevaju troškove angažovanih faktora koje gazdinstvo eksterno nabavlja, kao što su troškovi dodatne radne snage, zakup zemljišta i kamate na kredite.

Zatim, u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije sa ciljem da se oceni tehnička efikasnost analiziranih poljoprivrednih gazdinstava, korišćena je i varijabla koja se odnosi na korišćeno poljoprivredno zemljište (KPZ). U okviru korišćenog poljoprivrednog zemljišta podrazumevaju se obradive površine, livade, stalni pašnjaci i višegodišnji zasadi bez obzira na to da li su u vlasništvu gazdinstva ili zakupu. Dakle, osnovni kriterijum prema kojem se određuje varijabla koja se odnosi na korišćeno poljoprivredno zemljište je da zemljište bude korišćeno za sopstvenu poljoprivrednu proizvodnju u posmatranoj proizvodnoj godini. U obračunskom smislu, KPZ predstavlja zbir površina izraženih u hektarima na kojima su gajene žitarice, ostale ratarske kulture, povrće i cveće, višegodišnji zasadi i krmno bilje.

U okviru površina na kojima se gaje žitarice, figuriraju merkantilna pšenica i spelta, durum pšenica, raž, ječam, ovas, kukuruz, mešavine letnjih žitarica i ostale žitarice. Pod ostalim ratarskim kulturama podrazumevaju se proteinski usevi, šećerna repa, krompir, uljarice, biljke za proizvodnju vlakna (isključujući pamuk), hmelj, duvan i ostalo industrijsko bilje u okviru čega se podrazumeva pamuk i šećerna trska. Površine pod povrćem i cvećem podrazumevaju sveže povrće, bostan, jagode, cveće i ukrasno bilje koje je gajeno u zaštićenom prostoru ili na otvorenom. Višegodišnji zasadi podrazumevaju voćnjake i bobičasto voće, rasadnike i ostale višegodišnje zasade ne računajući zasade vinove loze. Od posebnog značaja za sprovedenu analizu su površine pod krmnim biljem. Ovde se podrazumeva krmno krtolasto bilje i kupusnjače, ostalo krmno bilje, privremeni travnjaci, livade i stalni pašnjaci.

Pored varijabli koje predstavljaju korišćeni output i odgovarajuće inpute u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, neophodno je definisati i promenljive na osnovu kojih je kvantifikovan uticaj različitih faktora na ostvareni tehničku (ne)efikasnost. U skladu sa definisanim radnim hipotezama, korišćene varijable su: stepen obučenosti donosioca odluke na poljoprivrednim gazdinstvima, dužina radnog iskustva poljoprivrednih proizvođača, plaćena radna snaga u odnosu na ukupno angažovanu radnu snagu, zakupljeno zemljište u odnosu na ukupno korišćeno poljoprivredno zemljište, ukupan broj uslovnih grla stoke, udeo vrednosti proizvodnje kabaste hrane na gazdinstvu u ukupnim troškovima proizvodnje, udeo vrednosti ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu i regionalna pripadnost gazdinstava.

Varijabla koja predstavlja stepen obučenosti donosioca odluka na poljoprivrednim gazdinstvima, odnosi se na dodatnu obuku koju su donosioci odluka eventualno pohađali u prethodnom periodu. Prema FADN metodologiji, donosioci odluka na gazdinstvu su podeljeni na dve grupe prema stepenu obučenosti. Prva grupa se odnosi na one rukovodioce koji se oslanjaju isključivo na sopstveno iskustvo, dok se druga grupa odnosi na one koji su prošli neki vid obuke. Dakle, u pitanju je dihotomna kategorijalna promenljiva.

Druga varijabla koja se odnosi na dužinu radnog iskustva poljoprivrednih proizvođača, formulisana je na osnovu godina starosti donosioca odluka na gazdinstvima. Iako se čini da bi konkretna dužina radnog staža u poljoprivredi bio kvalitetniji pokazatelj, takav pokazatelj u okviru FADN uzorka nažalost nije dostupan.

U skladu sa prvom i drugom radnom hipotezom, prethodno navedene varijable koje se odnose na stepen obučenosti i dužinu radnog iskustva, imaju za cilj da ispituju uticaj karakteristika poljoprivrednih proizvođača na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost.

Značaj plaćene radne snage, kao faktora od uticaja van gazdinstva, moguće je predstaviti preko procentualnog učešća GJR plaćene radne snage u broju GJR ukupno angažovane radne snage. Međutim, kako pojedina gazdinstva angažuju isključivo sopstvenu radnu snagu i samim tim u seriji podataka figuriraju i nulte vrednosti, ocena koeficijenta regresije sa poželjnim svojstvima posmatranog faktora, obezbeđuje se ukoliko se (kada je to moguće) prednost pruži kategorijalnoj varijabli u odnosu na neprekidnu varijablu koja je iskazana kao procentualno

učešće.¹⁶⁵ S tim u vezi, kao i kod varijable koja definiše stepen obuke poljoprivrednih proizvođača, formirana je dihotomna kategorijalna promenljiva.

Na sličan način, formulisana je i varijabla koja meri uticaj zakupa zemljišta sa aspekta ostvarene tehničke (ne)efikasnosti. S tim u vezi, formirana je dihotomna kategorijalna promenljiva koja deli gazdinstva na ona koja obrađuju isključivo zemljište u sopstvenom vlasništvu i gazdinstva koja pored sopstvenog zemljišta obrađuju dodatne površine koje su pod zakupom.

Promenljiva koja predstavlja broj uslovnih grla stoke (UG) može se posmatrati i kao varijabla koja reprezentuje uslovno rečeno veličinu poljoprivrednog gazdinstva, posebno kada su predmet analize gazdinstva specijalizovana za stočarsku proizvodnju. Izračunavanju ukupnog broja uslovnih grla prethodi množenje prosečnog broja stoke različitih kategorija sa odgovarajućim koeficijentom. Zatim se dobijeni proizvodi saberu i na taj način se dobije ukupan broj uslovnih grla stoke u posmatranoj proizvodnoj godini. Prosečan broj grla se određuje na godišnjem nivou, periodičnim propisima ili beleženjem ulaza i izlaza sa gazdinstva.

U tabeli 4, predstavljeni su koeficijenti koji se koriste za preračunavanje uslovnih grla stoke, a sve u skladu sa različitim kategorijama stoke.

Tabela 4. Koeficijenti za obačun UG stoke, prema kategorijama stoke

Kategorija stoke	Koeficijent	Kategorija stoke	Koeficijent
Kopitari	0,8	Koze, priplodne ženke	0,1
Telad za tov	0,4	Ostale koze	0,1
Ostala goveda mlađa od godinu dana	0,4	Ovce, priplodne ženke	0,1
Muška goveda 1-2 godine starosti	0,7	Ostale ovce	0,1
Ženska goveda 1-2 godine starosti	0,7	Prasad	0,027
Muška goveda preko 2 godine starosti	1,0	Priplodne krmače	0,5
Priplodne junice	0,8	Tovne svinje	0,3
Tovna junad	0,8	Ostale svinje	0,3
Muzne krave	1,0	Tovni pilići (brojleri)	0,007
Izlučene muzne krave	1,0	Koke nosilje	0,014
Ostala goveda	0,8	Ostala živina	0,03
Kunići (priplodne ženke)	0,02		

Izvor: Stojanović i sar., 2015

Varijabla koja se odnosi na udeo vrednosti proizvodnje kabaste hrane u ukupnim troškovima proizvodnje, predstavljena je kao procentualno učešće ostvarene vrednosti krmnog bilja u ukupnim troškovima proizvodnje. Gajeno krmno bilje se kod gazdinstava specijalizovanih za stočarsku proizvodnju uopšteno, koristi kao kabasta hrana koja pored koncentrovane hrane učestvuje u ukupnim troškovima hrane za stoku, u ovom slučaju krava muzara. Kao što je bilo reči u poglavlju 1.3., na osnovu ove varijable, cilj je ispitati vertikalnu povezanost biljne i stočarske proizvodnje na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost analiziranih gazdinstava.

Prethodno navedene četiri varijable, imaju za cilj ispitivanje uticaja karakteristika poljoprivrednih gazdinstava na ocenjenu tehničku (ne)efikasnost, a sve u skladu sa trećom, četvrtom, petom i šestom radnom hipotezom.

¹⁶⁵ Battese George (1997), *A Note on The Estimation of Cobb-Douglas Production Functions When Some Explanatory Variables Have Zero Values*, Journal of Agricultural Economics, Vol. 48, No. 2, pp. – 250-252;
 Bellego Christophe, Pape Louis-Daniel (2019), *Dealing With The Log Of Zero In Regression Models*, Working Papers 2019-13, Center for Research in Economics and Statistics.

Obeležja ekonomskih mera agrarne politike, gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo, detaljno su predstavljene u poglavlju 2.2.3. Za potrebe istraživanja, konstruisana je varijabla koja ima za cilj kvantifikovanje uticaja ekonomskih mera agrarne politike na ostvareni nivo tehničke efikasnosti. Prema FADN metodologiji, ekonomske mere agrarne politike su iskazane preko varijabli koje se odnose na tekuće subvencije u vezi sa poljoprivrednim aktivnostima i subvencije na investicije koje su primljene u toku obračunske godine, a koje se odnose na kupljenu mehanizaciju. S tim u vezi, varijabla koja se odnosi na ekonomske mere agrarne politike izražena je kao udeo tekućih subvencija u ukupnom prihodu. Tekuće subvencije gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo podrazumevaju direktnu podršku države kroz premije za mleko, plaćanja po hektaru, regrese za gorivo i đubrivo, fiksna plaćanja po UG stoke i ostala direktna plaćanja. S druge strane, ukupan prihod predstavlja sve prihode koji su u vezi sa ostvarenom poljoprivrednom proizvodnjom, pa samim tim podrazumeva zbir ukupno ostvarenih subvencija (tekuće subvencije + subvencije na investicije) i vrednosti proizvodnje. Ovde je bitno dodati da su u FADN sistemu, subvencije na investicije predstavljene u ukupnom iznosu za godinu u kojoj su realizovane.

S obzirom na to da visoke vrednosti subvencija prilikom kupovine mehanizacije značajno uvećavaju ukupne prihode gazdinstva u tekućoj godini, deo ukupno ostvarenih subvencija koji se odnosi na subvencije na investicije, predstavljen je kao 20% učešće u ukupnoj vrednosti ostvarenih subvencija na investicije (amortizaciona stopa za mehanizaciju).

Na kraju, u cilju odgovora na pitanje da li teritorijalna pripadnost gazdinstava ima uticaj na ostvareni nivo tehničke efikasnosti, formulisana je varijabla koja se odnosi na regionalnu pripadnost gazdinstava. Za potrebe sprovedenog istraživanja, regionalna pripadnost gazdinstva je iskazana dihotomnom kategorijalnom varijablom, tako da su gazdinstva podeljena na ona koja pripadaju regionu Srbija – sever i regionu Srbija – jug.

Na kraju, bitno je istaći da varijabla koja se odnosi na ostvarene subvencije, ima za cilj da oceni uticaj ekonomskih mera agrarne politike na ostvarenu tehničku efikasnost, a sve u skladu sa sedmom radnom hipotezom. Dodatno, varijabla koja se odnosi na regionalnu pripadnost gazdinstava, ima za cilj ocenu uticaja prirodnih uslova na ostvarenu tehničku efikasnost, kao što je objašnjeno u osmoj radnoj hipotezi.

Kao i kod ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje koja predstavlja zavisno promenljivu u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, u poglavlju 5.1., detaljno je prikazana deskriptivna statistika za sve korišćene nezavisno promenljive, zajedno sa definisanim faktorima od uticaja na ocenjenu tehničku efikasnost.

U skladu sa raspoloživim podacima, ustanovljeno je da su dihotomne kategorijalne promenljive koje se odnose na stepen obuke poljoprivrednih proizvođača i regionalnu pripadnost gazdinstva vremenski invarijantne, što znači da uzimaju različite vrednosti za različita gazdinstva, ali se na nivou gazdinstva ne menjaju sa protokom vremena.

Varijable kao što su: ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje, raspoloživi kapital i ukupni troškovi poljoprivredne proizvodnje izražene su u evrima (EUR). Prilikom formiranja navedenih varijabli, sve vrednosti koje su primarno predstavljene u dinarima (RSD), preračunate su u EUR, na osnovu srednjeg godišnjeg kursa za posmatranu godinu. Takođe, sve vrednosti su izražene u stalnim cenama, služeći se indeksima cena proizvođača poljoprivrednih proizvoda, tako da je za baznu godinu uzeta poslednja, 2019. godina. U tabeli 5, predstavljene su vrednosti srednjeg godišnjeg kursa RSD prema EUR, kao i vrednosti indeksa cena proizvođača poljoprivrednih proizvoda.

Tabela 5. Srednji godišnji kurs RSD prema EUR, lančani i bazni indeksi cena proizvođača poljoprivrednih proizvoda, za period 2015-2019. godine

Godina	Kurs EUR (RSD)	Lančani indeksi	Bazni indeksi (2019=100)
2019	117,8524	102,7	100,0
2018	118,2716	95,8	97,4
2017	121,3367	105	101,6
2016	123,1179	99,1	96,8
2015	120,7328	99,2	97,7

Izvor: kurs RSD prema EUR

(https://www.nbs.rs/sr_RS/finansijsko_trziste/medjubankarsko-devizno-trziste/kursna-lista/prosecni_kursevi/index.html)

lančani indeksi (RZS, 2020)
bazni indeksi (obračun autora)

Analizom naučnih publikacija u okviru kojih je izvršena ocena tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, primenom stohastičke granične proizvodne funkcije, identifikovan je veliki broj radova gde su korišćene iste ili slične varijable, a koje su izdvojene iz FADN uzorka. S obzirom na to da se radi o FADN uzorku, gazdinstva koja su obuhvaćena analizom u pregledanim radovima, prevashodno figuriraju na teritoriji evropskog kontinenta.

Prilikom ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava zemalja Zapadne Evrope na osnovu stohastičke granične proizvodne funkcije i FADN podataka, tipovi poljoprivrednih gazdinstava koja su najčešće bili predmet istraživanja su gazdinstva specijalizovana za ratarsku proizvodnju i gazdinstva specijalizovana za mlečno govedarstvo. S tim u vezi, izdvojeni su brojni radovi koji se odnose na sektor mlečnog govedarstva, a koji su bili predmet dalje analize.¹⁶⁶

¹⁶⁶Hallam D., Machado F. (1996), *Efficiency Analysis With Panel Data: A study Of Portuguese Dairy Farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (2000), *Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA*, European Journal of Operational Research 121, No.121, pp. 287-303.

Brümmer B., Glauhen T., Thijssen G. (2002), *Decomposition Of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case Of Dairy Farms In Three European Countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.

Karagiannis G., Midmore P., Tzouvelekas V. (2002), *Separating Technical Change from Time-Varying Technical Inefficiency in the Absence of Distributional Assumptions*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 18, pp. 23-38.

Pierani P. & Rizzi P.L. (2003), *Technology And Efficiency In A Panel Of Italian Dairy Farms: An SGM Restricted Cost Function Approach*, Agricultural Economics, Vol. 29, No. 2, pp. 195-209.

Johansson Helena (2005), *Technical, Allocative, And Economic Efficiency In Swedish Dairy Farms: The Data Envelopment Analysis Versus The Stochastic Frontier Approach*, Poster background paper prepared for presentation at the XI International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Lopes Fernando (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April 2008.

Zhu X. & Lansink A.O. (2009), *Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004*, Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22, 2009.

Kellermann M., Salhofer K. (2011), *Comparing productivity growth in conventional and grassland dairy farms*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30 to September 2, 2011, Zurich, Switzerland.

Areal F.J., Balcombe K., Tiffin R. (2012), *Integrating spatial dependence into Stochastic Frontier Analysis*, The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, No. 56, pp. 521-541.

Služeći se istom bazom podataka, izdvojeni su radovi koji se odnose na analizu gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo iz Istočne Evrope.¹⁶⁷ Evidentno je da je broj naučnih publikacija koje se odnose na sektor mlečnog govedarstva zemalja Istočne Evrope znatno manji od broja radova koja se odnose na Zapadnu Evropu.

Pored navedenih radova, FADN podaci su korišćeni za ocenu modela graničnih proizvodnih funkcija i u brojnim publikacijama koja se odnose na ocenu tehničke efikasnosti drugih tipova gazdinstava.¹⁶⁸

Karagiannis G., Salhofer K., Sinabell F. (2012), *Scale Efficiency in Organic and Conventional Dairy Farming*, Paper prepared for presentation at the 1st AIEAA Conference 'Towards a Sustainable Bio-economy: Economic Issues and Policy Challenges' 4-5 June, 2012, Trento, Italy.

Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, *Agricultural Economics Review*, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.

Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

Mamardashvili Phatima & Bokusheva Raushan (2014), *Heterogeneous Farm Output and Technical Efficiency Estimates*, *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 63, No. 1, pp. 16-30.

Niskanen O. & Heikkilä Anna-Maija (2015), *The Impact of Parcel Structure on the Efficiency of Finnish Dairy Farms*, *Agricultural and Resource Economics Review*, Vol. 44, No. 1, pp. 65-77.

Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Carpentier A., Desjeux Y., Moreira V. (2016), *Subsidies And Technical Efficiency In Agriculture: Evidence From European Dairy Farms*, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 99, No. 3, pp. 783-799.

Manevska-Tasevska G., Rabinowicz E. (2016), *Pure and compensated technical efficiency of Swedish dairy farms*, *Agricultural and Food Science*, Vol. 25, pp. 111-123.

Madau Fabio, Furesi R., Pulina P. (2017), *Technical efficiency and total factor productivity changes in European dairy farm sectors*, *Agricultural and Food Economics*, Vol. 5, No. 17, pp. 1-14.

Adenuga A.H., Davis J., Hutchinson G., Patton M., Donnellan T. (2019), *Environmental technical efficiency and phosphorus pollution abatement cost in dairy farms: A parametric hyperbolic distance function approach*, Contributed Paper prepared for presentation at the 93rd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, University of Warwick, England, 15 - 17 April 2019.

Skevas Ioannis (2019), *A Hierarchical Stochastic Frontier Model for Efficiency Measurement Under Technology Heterogeneity*, *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 17, pp. 513-524.

Covarrubias L.G., Lapple Doris, Dillon Emma, Thorne Fiona (2020), *The role of hired labor in transient and persistent technical efficiency on Irish dairy farms*, Selected Paper prepared for presentation at the 2020 Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting, Kansas City, July 26-28, 2020.

Alem Habtamu (2020), *Performance of the Norwegian dairy farms: A dynamic stochastic approach*, *Research in Economics* Vol. 74, No. 3, pp. 263-271.

¹⁶⁷Brümmer Bernhard (2001), *Estimating Confidence Intervals For Technical Efficiency: The Case Of Private Farms In Slovenia*, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 3, pp. 285-306.

Bakucs Z., Ferto I., Fogarasi J., Latruffe Laure, Desjeux Y., Matveev E., Marongiu Sonia, Dolman M., Soboh R. (2011), *EU farms' technical efficiency and productivity change in 1990 - 2006*, The 85th Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Warwick 18th -20th April 2011.

Kovacs K. (2014), *Dairy Farms Efficiency Analysis Before The Quota System Abolishment*, *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*, Vol. 8, No. 2-3, pp. 147-157.

Pieralli S., Huttel S., Odening M. (2014), *Abandonment of milk production under uncertainty and inefficiency: The case of West German farms*, Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2014 AAEA Annual Meeting, Minneapolis, July 27-29, 2014.

Czekaj T.G. (2015), *Measuring the Technical Efficiency of Farms Producing Environmental Output: Semiparametric Estimation of Multi-output Stochastic Ray Production Frontiers*, 29th International Conference of Agricultural Economists, Milano August 8th-14th 2015.

¹⁶⁸Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2002), *Measuring Technical Efficiency In The Greek Agricultural Sector*, *Applied Economics*, Vol. 34, No. 11, pp.1345-1357.

Takođe, bitno je istaći da je registrovan i veliki broj radova gde se na osnovu FADN podataka ocena tehničke efikasnosti izvodila neparametarskom DEA metodom. Ovi radovi u skladu sa ciljem istraživanja predstavljenim u disertaciji nisu bili predmet detaljnije analize.

Iraizoz B., Rapun M., Zabaleta I. (2003), *Assessing The Technical Efficiency Of Horticultural Production In Navarra, Spain*, Agricultural Systems, Vol. 78, No. 3, pp. 387-403.

Iraizoz Belen, Bardaji Isabel, Rapun M. (2005), *The Spanish Beef Sector In The 1990s: Impact Of The BSE Crisis On Efficiency And Profitability*, Applied Economics, Vol. 37, No. 4, pp. 473-484.

Madau Fabio (2007), *Technical Efficiency In Organic And Conventional Farming: Evidence Form Italian Cereal Farms*, Agricultural Economics Review, Vol. 8, No. 1, pp. 1-17.

Latruffe Laure, Bakucs L., Bojnec S., Ferto I., Fogarasi J., Gavrilescu C., Jelinek J., Luca L., Medonos T., Toma C. (2008), *Impact of public subsidies on farms' technical efficiency in New Member States before and after EU accession*, 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008.

Bojnec Š., Latruffe Laure (2009), *Determinants Of Technical Efficiency Of Slovenian Farms*, Post-Communist Economies, Vol. 21, No. 1, pp. 117-124.

Zhu X., Lansink A.O. (2010), *Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden*, Journal of Sustainable Agriculture, Vol. 61, No. 3, pp. 545-564.

Manevska-Tasevska G., Rabinowicz E., Surry Yves (2013), *Policy Impact On Farm Level Efficiency In Sweden: 1998-2008*, Working paper, AgriFood Economics Centre, 2013:6.

Barath Lajos, Ferto Imre, Bojnec Stefan (2018), *Are farms in less favored areas less efficient?*, Agricultural Economics, Vol. 49, pp. 3-12.

Kostlivy V. & Fuksova Zuzana (2019), *Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms*, Agricultural Economics - Czech, Vol. 65, No. 4, pp. 175-184.

Galluzzo N. (2020), *A Technical Efficiency Analysis Of Financial Subsidies Allocated By The Cap In Romanian Farms Using Stochastic Frontier Analysis*, European Countryside, Vol. 12, No. 4, pp. 494-505.

5. EMPIRIJSKI REZULTATI ANALIZE I DISKUSIJA

5.1. Deskriptivna analiza

U poglavlju 4.4, detaljno su objašnjene varijable koje su korišćene u sprovedenom istraživanju. Izdvojene su dve grupe varijabli. Prvu grupu varijabli predstavljaju promenljive korišćene u modelu proizvodne funkcije u cilju ocene tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava. Drugu grupu varijabli čine promenljive na osnovu kojih je ispitivan uticaj različitih faktora na ostvarenu tehničku efikasnost.

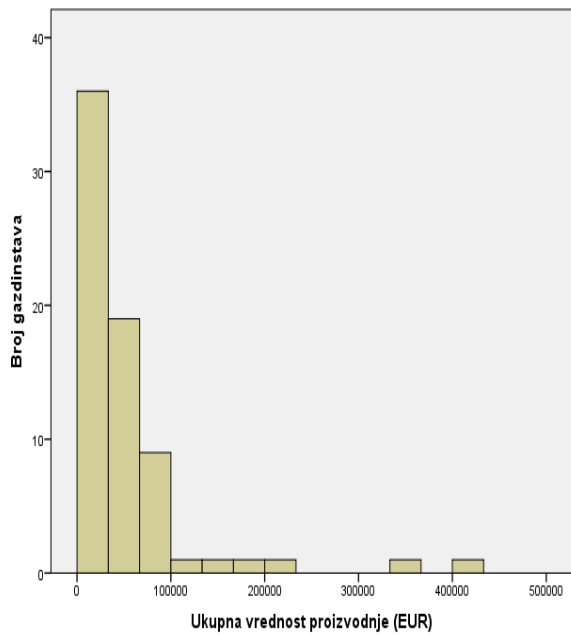
U okviru prve grupe varijabli, najpre je izdvojena ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava (u EUR, stalne cene), koja predstavlja zavisno promenljivu (autput) u modelu. Zatim su izdvojene varijable koje se odnose na angažovani rad (u godišnjim radnim jedinicama (GJR)), raspoloživi kapital (u EUR, stalne cene), korišćeno poljoprivredno zemljište (KPZ) izraženo u hektarima i ukupne troškove poljoprivredne proizvodnje (u EUR, stalne cene). Zatim su sve navedene varijable prevedene u relativne pokazatelje tako što su apsolutne vrednosti podeljene sa brojem uslovnih grla stoke (UG) po gazdinstvu za posmatranu godinu. Na kraju, bitno je istaći da sve prethodno navedene varijable, osim ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje, predstavljaju nezavisno promenljive (inpute) u modelu.

Druga grupa varijabli je korišćena prilikom ispitivanja uticaja različitih faktora na ocenjenu tehničku (ne)efikasnost. Izdvojeno je osam pokazatelja među kojima su četiri pokazatelja kategorijalne promenljive, dok su preostale četiri promenljive neprekidnog tipa. Kategorijalne promenljive su: stepen obučenosti donosioca odluka na gazdinstvu, plaćena radna snaga, zakup zemljišta i regionalna pripadnost gazdinstava. Takođe, izdvojene su i varijable koje se odnose na udeo tekućih subvencija u ukupnom prihodu i udeo vrednosti proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima proizvodnje, obe izražene u procentima. Pored navedenog, u okviru faktora od uticaja na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost razmatarne su i varijable koje se odnose na broj godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu i broj uslovnih grla muznih krava.

Posmatrajući grafičke prikaze za izdvojene varijable, primetna je izvesna asimetrija prilikom raspodele podataka, što se može objasniti prisustvom ekstremnih vrednosti u seriji podataka. Na grafikonima 39-44, može se uočiti da su identifikovane ekstremne vrednosti svojstvene pojedinim gazdinstvima koji beleže znatno više vrednosti od ostatka posmatranih gazdinstava iz uzorka. S tim u vezi, kod svih izdvojenih varijabli primetna je pozitivna asimetrija, što dodatno poziva na oprez prilikom predstavljanja rezultata deskriptivne statistike. Na osnovu ovako raspoloživih podataka, nameće se zaključak da će ekstremne vrednosti uticati na relativno visoke vrednosti aritmetičkih sredina koje samim tim neće biti relevantan pokazatelj centralne tendencije. Slično se može očekivati i sa pokazateljima varijabiliteta.

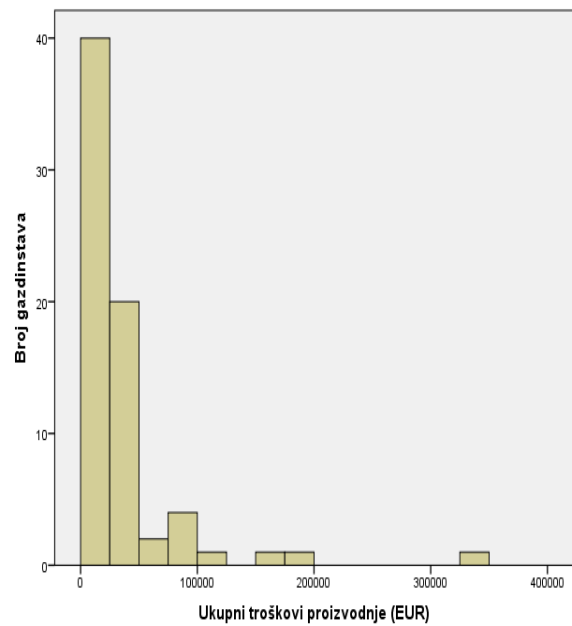
U skladu sa prethodno navedenim, prilikom predstavljanja deskriptivne statistike za korišćene podatke, upotrebljeni su pozicioni pokazatelji centralne tendencije i na osnovu njih relativni pokazatelji varijabiliteta koje je moguće izračunati. Samim tim, prilikom predstavljanja deskriptivne statistike za izdvojene varijable, prednost je pružena medijani i kvartilima kao pozicionim pokazateljima umesto aritmetičkoj sredini, odnosno koeficijentu interkvartilne razlike kao relativnom pokazatelju varijabiliteta umesto koeficijentu varijacije.

Grafikon 39. Ukupna vrednost proizvodnje po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



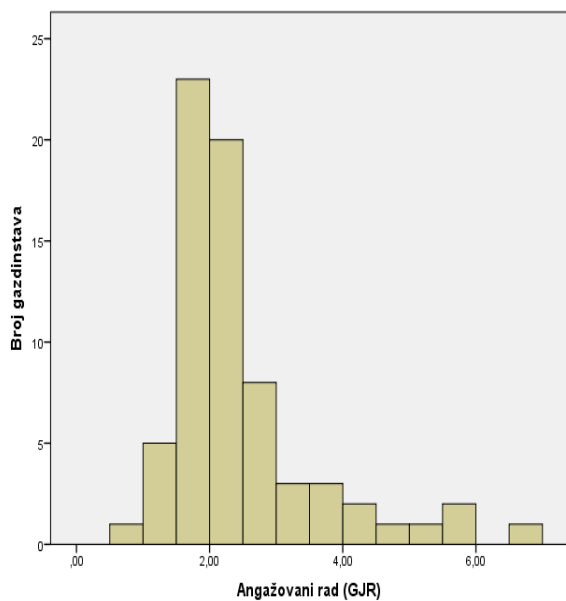
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 40. Ukupni troškovi proizvodnje po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



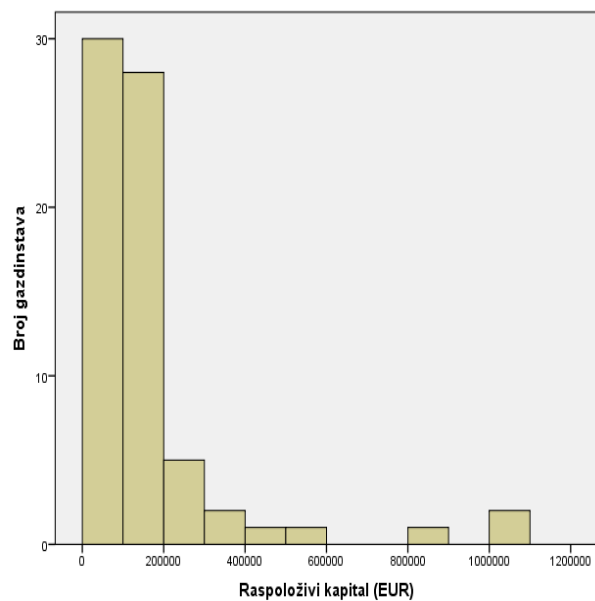
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 42. Angažovani rad po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



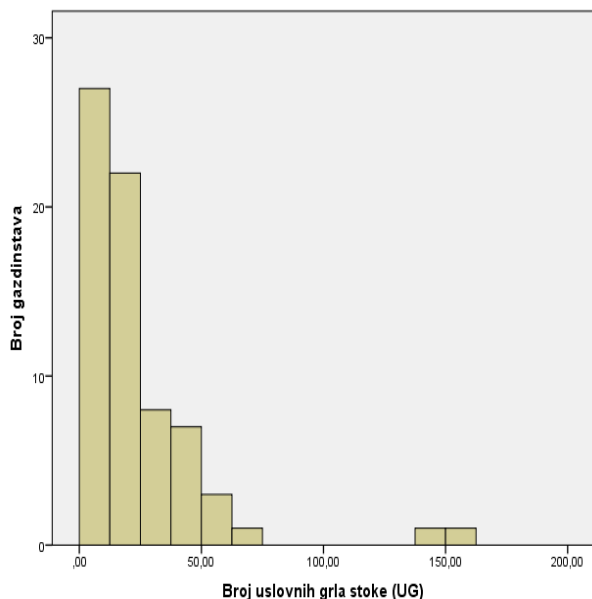
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 41. Raspoloživi kapital po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



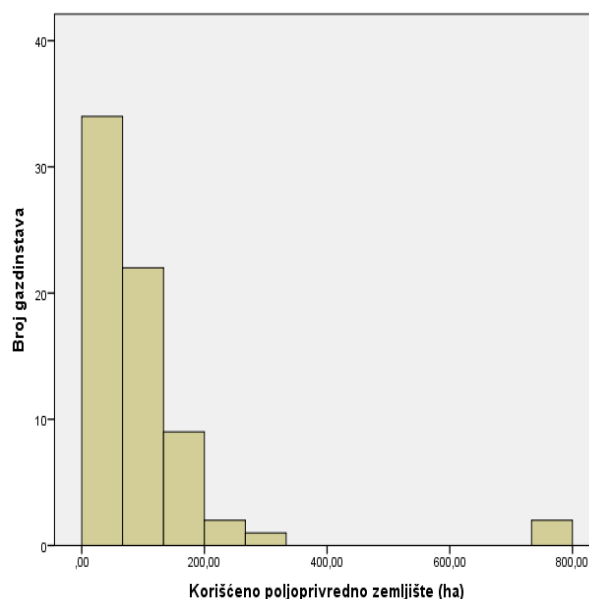
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 44. Broj uslovnih grla stoke po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 43. Korišćeno poljoprivredno zemljište po gazdinstvu za period 2015-2019. godine



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

U nastavku teksta, predstavljena je deskriptivna statistika za sve korišćene varijable u sprovedenom istraživanju. Posmatrano je ukupno 70 poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u periodu od 2015. do 2019. godine. Regionalni raspored analiziranih gazdinstava predstavljen je u skladu sa teritorijalnom raspodelom na NUTS1 i NUTS2 nivou. Za potrebe analize, najpre je utvrđena prosečna vrednost analiziranih varijabli, na nivou gazdinstva, za posmatrani petogodišnji period gde nisu uočena značajnija odstupanja. Zatim su korišćene varijable opisane primenom osnovnog instrumentarijuma deskriptivne statistike (interval varijacije, interkvartilna razlika, medijana, koeficijent interkvartilne razlike i histogram pravougaonici).

5.1.1. Ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje

Kao što je objašnjeno u poglavlju 4.4., ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka sa teritorije Republike Srbije u periodu od 2015. do 2019. godine, dobijena je sumiranjem ukupno ostvarene vrednosti biljne proizvodnje, vrednosti stočarske proizvodnje, kao i vrednosti ostalih proizvoda i usluga realizovanih na gazdinstvu.

U tabeli 6 su prikazane osnovne informacije vezano za ukupnu vrednost poljoprivredne proizvodnje posmatranih gazdinstava, za period 2015-2019. godine, prema regionalnoj pripadnosti gazdinstava. Medijalna vrednost ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava na nivou cele Srbije iznosila je 32.897,7 EUR, uz relativno visoku vrednostu koeficijenta interkvartilne razlike (54,2%). Visok varijabilitet ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje nije iznenađujuć, s obzirom na velike razlike u ostvarenoj vrednosti proizvodnje između analiziranih gazdinstava uopšteno, u prilog čemu govori i poprilično širok interval varijacije. S tim u vezi, primetna je značajna razlika između regiona Srbija – sever i Srbija – jug (3,3 puta veća medijalna vrednost ukupne vrednosti proizvodnje u korist regiona Srbija – sever). Kada je reč o regionalnoj podeli na NUTS2 nivou, primetno je da najveću medijalnu vrednost proizvodnje u proseku beleže gazdinstva sa teritorije Vojvodine (94.529,2 EUR). Nešto nižu medijalnu vrednost beleže gazdinstva sa teritorije Beograda (77.057,3 EUR), dok gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije beleže dosta niže vrednosti proizvodnje u proseku, 27.660,4 i 27.494,4 EUR respektivno.

Tabela 6. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje (EUR, stalne cene) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	45.887,3	160.526,2	61.472,3	118.791,7	77.057,3	31,8
Vojvodina	14.659,7	421.658,4	54.085,4	190.420,5	94.529,2	55,8
Južna i Istočna Srbija	10.955,3	78.845,5	17.871,4	39.269,8	27.494,4	37,4
Šumadija i Zapadna Srbija	8.986,6	133.104,3	15.750,4	52.658,7	27.660,4	54,0
Srbija – sever	14.659,7	421.658,4	53.928,9	167.999,8	91.577,7	51,4
Srbija – jug	8.986,6	133.104,3	16.989,7	48.134,7	27.494,4	47,8
Ukupno	8.986,6	421.658,4	17.959,9	60.484,7	32.897,7	54,2

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Kako je za očekivati da gazdinstva koja raspolažu sa većim zemljišnim fondom i većim brojem muznih krava ostvaruju veću vrednost poljoprivredne proizvodnje, predstavljanje ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje preko relativnih pokazatelja može pružiti kvalitetniji uvid u raspodelu proizvodnih rezultata i na individualnom i na regionalnom nivou. S tim u vezi, u tabelama 7 i 8, ukupno ostvarena vrednost poljoprivredne proizvodnje je predstavljena preko relativnih pokazatelja, tačnije ukupno ostvarene vrednosti poljoprivredne proizvodnje po hektaru KPZ i ukupno ostvarene vrednosti poljoprivredne proizvodnje po UG stoke.

Tabela 7. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	2.482,3	4.438,8	2.540,3	3.518,6	2.598,4	16,1
Vojvodina	1.670,6	23.001,0	2.816,2	5.409,0	3.723,9	31,5
Južna i Istočna Srbija	806,2	4.839,9	2.046,0	2.529,7	2.302,1	10,6
Šumadija i Zapadna Srbija	792,4	6.801,0	1.496,6	3.108,0	2.359,1	35,0
Srbija – sever	1.670,6	23.001,0	2.569,3	4.681,3	3.511,6	29,1
Srbija – jug	792,4	6.801,0	1.791,7	2.852,5	2.324,2	22,8
Ukupno	792,4	23.001,0	2.006,8	3.423,6	2.448,4	26,1

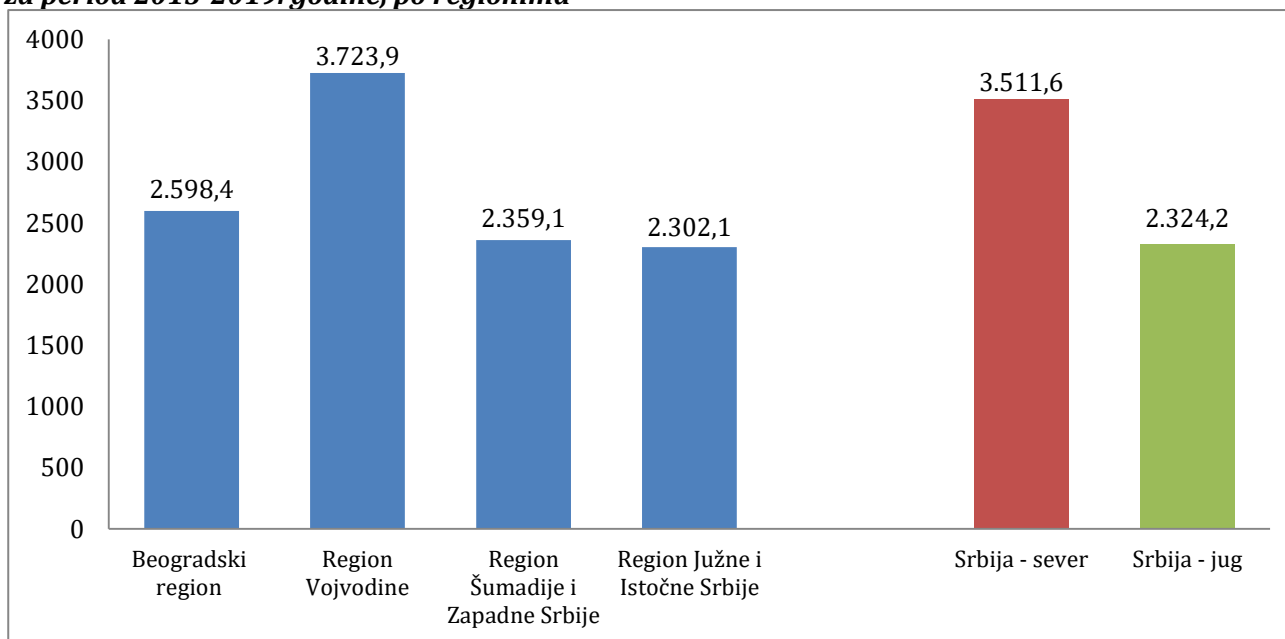
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Medijalna vrednost ostvarene vrednosti proizvodnje po hektaru KPZ na nivou cele Republike Srbije iznosi 2.448,4 EUR/ha. Varijabilitet podataka je ovog puta na dosta nižem nivou, što potkrepljuje koeficijent interkvartilne razlike od 26,1%. Ipak, razlike između regiona na NUTS1 nivou su i dalje приметne.

Gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever beležila su u proseku 3.511,6 EUR/ha KPZ u odnosu na Srbiju – jug, gde je medijalna vrednost bila na nivou od 2.324,2 EUR/ha KPZ. Analizirajući rezultate deskriptivne statistike na NUTS2 nivou teritorijalne podele, приметno je da gazdinstva sa teritorije Vojvodine dominiraju sa 3.723,9 EUR/ha KPZ, dok ostali regioni beleže relativno slične medijalne vrednosti koje se kreću u intervalu od 2.302,1 EUR/ha KPZ do 2.598,4 EUR/ha KPZ.

Najizraženiji varijabilitet između posmatranih gazdinstava je приметan u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji ($V_q=35,0\%$), s tim da je značajna razlika zabeležena i u Vojvodini ($V_q=31,5\%$). Na grafikonu 45 predstavljene su medijalne vrednosti ukupno ostvarene proizvodnje po hektaru KPZ.

Grafikon 45. Medijalni pokazatelj ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje po hektaru KPZ za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Slično, u tabeli 8, prikazani su rezultati deskriptivne statistike za ukupno ostvarenu vrednost poljoprivredne proizvodnje po uslovnom grlu stoke. Bitno je istaći da relativni pokazatelj ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke pokazuje najmanji varijabilitet. Na nivou cele Srbije, koeficijent interkvartilne razlike iznosi 17,0%, dok medijalna vrednost iznosi 2.228,7 EUR/UG stoke. Razlike između regiona Srbija – sever i Srbija – jug su neznatne, dok se na NUTS2 nivou u nešto većoj meri izdvajaju gazdinstva sa teritorije Beograda sa medijalnom vrednošću od 3.433,3 EUR/UG stoke. S druge strane, najmanju medijalnu vrednost proizvodnje beleže gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije sa 1.944,9 EUR/UG stoke.

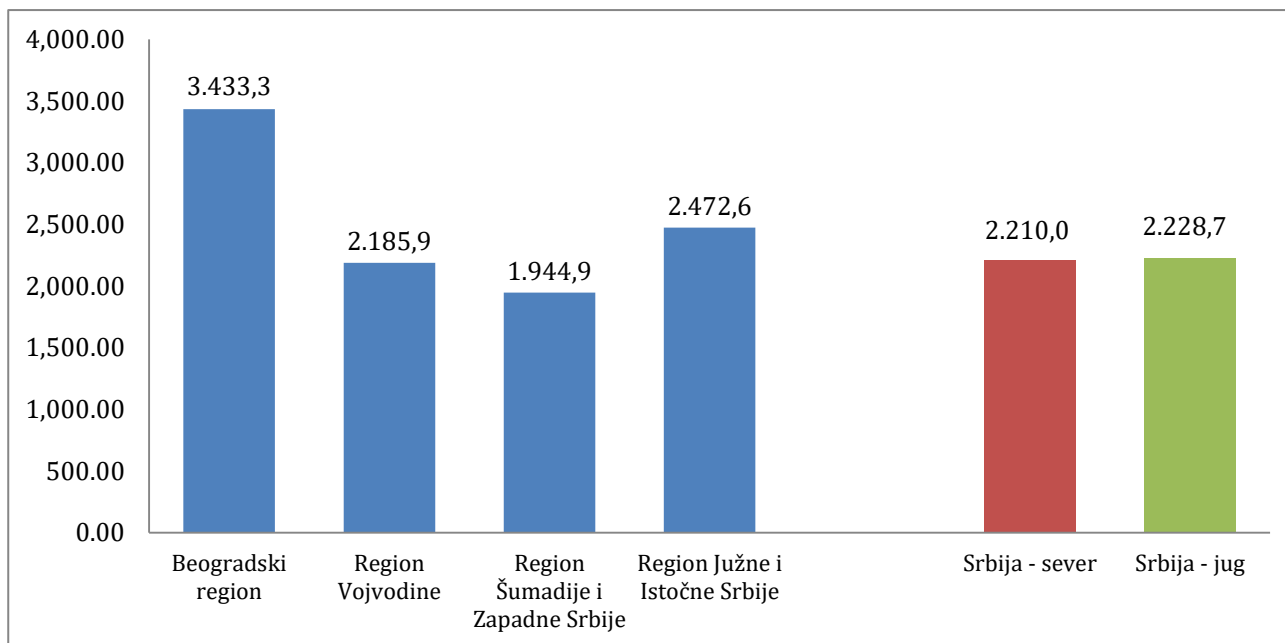
Tabela 8. Deskriptivna statistika ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke (EUR/UG stoke) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	1.967,2	3.561,1	2.700,2	3.497,2	3.433,3	12,9
Vojvodina	785,4	3.590,7	2.047,1	2.641,8	2.185,9	12,7
Južna i Istočna Srbija	1.350,6	4.850,5	2.248,8	3.183,0	2.472,6	17,2
Šumadija i Zapadna Srbija	992,2	5.112,1	1.746,5	2.296,1	1.944,9	13,6
Srbija – sever	785,4	3.590,7	2.027,1	2.816,4	2.210,0	16,3
Srbija – jug	992,2	5.112,1	1.864,2	2.685,6	2.228,7	18,1
Ukupno	785,4	5.112,1	1.910,4	2.695,6	2.228,7	17,0

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 46, predstavljen u nastavku prikazuje regionalnu raspodelu ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke. Za razliku od ukupno ostvarene proizvodnje po hektaru KPZ, razlike između regiona za ukupno ostvarenu vrednost proizvodnje po UG stoke su zanemarljive. Samim tim, stiče se utisak da je varijabla iskazana kao ukupna vrednost proizvodnje po UG stoke, najrelevantnija za dalju ekonometrijsku analizu kao zavisno promenljiva, usled najvećeg stepena ujednačenosti između podataka.

Grafikon 46. Medijalni pokazatelj ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje po UG stoke za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Prilikom formiranja modela stohastičke granične proizvodne funkcije, sa ciljem da se oceni tehnička efikasnost analiziranih gazdinstava, ukupna vrednost poljoprivredne proizvodnje izražena po uslovnom grlu stoke će imati ulogu zavisno promenljive, odnosno outputa. S druge strane, kao nezavisno promenljive u modelu će biti: angažovani rad, raspoloživi kapital, ukupni troškovi proizvodnje i korišćeno poljoprivredno zemljište (KPZ). U nastavku analize, prikazani su rezultati deskriptivne statistike za navedene inpute.

5.1.2. Angažovana radna snaga

U tabeli 9, predstavljene su prosečne vrednosti angažovane radne snage na posmatranim gazdinstvima izražene u GJR po regionima. Godišnja medijalna vrednost ukupno angažovanog rada, na nivou cele Srbije, iznosi 2,0 GJR po gazdinstvu, uz relativno širok interval varijacije i koeficijent interkvartilne razlike od 18,6%, iz čega dalje sledi da najveći broj gazdinstava ipak beleži vrednosti bliske medijalnoj vrednosti.

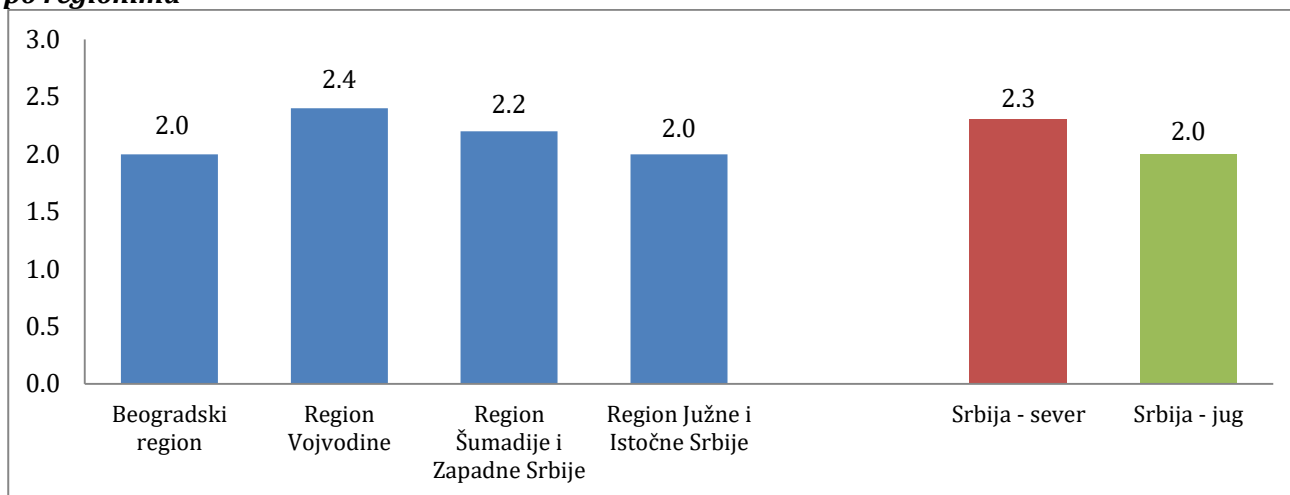
Tabela 9. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage (GJR) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	1,6	2,6	1,8	2,3	2,0	12,8
Vojvodina	0,8	6,6	1,7	3,9	2,4	38,4
Južna i Istočna Srbija	1,4	4,0	1,8	2,5	2,0	16,5
Šumadija i Zapadna Srbija	1,0	5,9	1,8	2,6	2,2	18,0
Srbija - sever	0,8	6,6	1,7	3,1	2,3	28,8
Srbija - jug	1,0	5,9	1,8	2,5	2,0	17,4
Ukupno	0,8	6,6	1,7	2,5	2,0	18,6

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Primetno je da gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever u nešto većoj meri koriste radnu snagu u odnosu na gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug, 2,3 na prema 2,0 GJR respektivno. U okviru regiona Srbija – sever, izdvajaju se gazdinstva sa teritorije Vojvodine sa medijalnom vrednošću od 2,4 GJR po gazdinstvu i koeficijentom interkvartilne razlike od 38,4%, što znači da upravo u ovom regionu postoji najveća razlika između gazdinstava u pogledu angažovanog rada. Gazdinstva sa teritorije Beograda beleže 2,0 GJR za posmatrani period dok gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije u proseku angažuju 2,2 odnosno 2,0 GJR. Grafički prikaz ukupno angažovanog rada na godišnjem nivou po regionima, predstavljen je u nastavku (grafikon 47).

Grafikon 47. Medijalne vrednosti prosečno angažovanog rada (GJR) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Deskriptivna statistika za godišnji prosečno angažovani rad po hektaru KPZ predstavljena je u tabeli 10. Medijalna vrednost angažovane radne snage po hektaru KPZ na nivou cele Srbije iznosila je 0,14 GJR/ha, uz relativno visoku vrednost koeficijenta interkvartilne razlike od 43,50% za posmatrani petogodišnji period. Za razliku od apsolutnog pokazatelja angažovane radne snage, relativni pokazatelj angažovane radne snage po hektaru KPZ, ukazuje na veći utrošak radne snage po hektaru KPZ u regionu Srbija – jug u odnosu na region Srbija – sever, 0,15 na prema 0,09 GJR/ha KPZ. Slična raspodela angažovanog rada po hektaru KPZ je primetna i prema regionalnoj podeli na NUTS2 nivou. S jedne strane, gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije beleže 0,16 i 0,15 GJR/ha KPZ, dok gazdinstva sa teritorije Vojvodine i Beograda beleže 0,09 odnosno 0,07 GJR/ha KPZ.

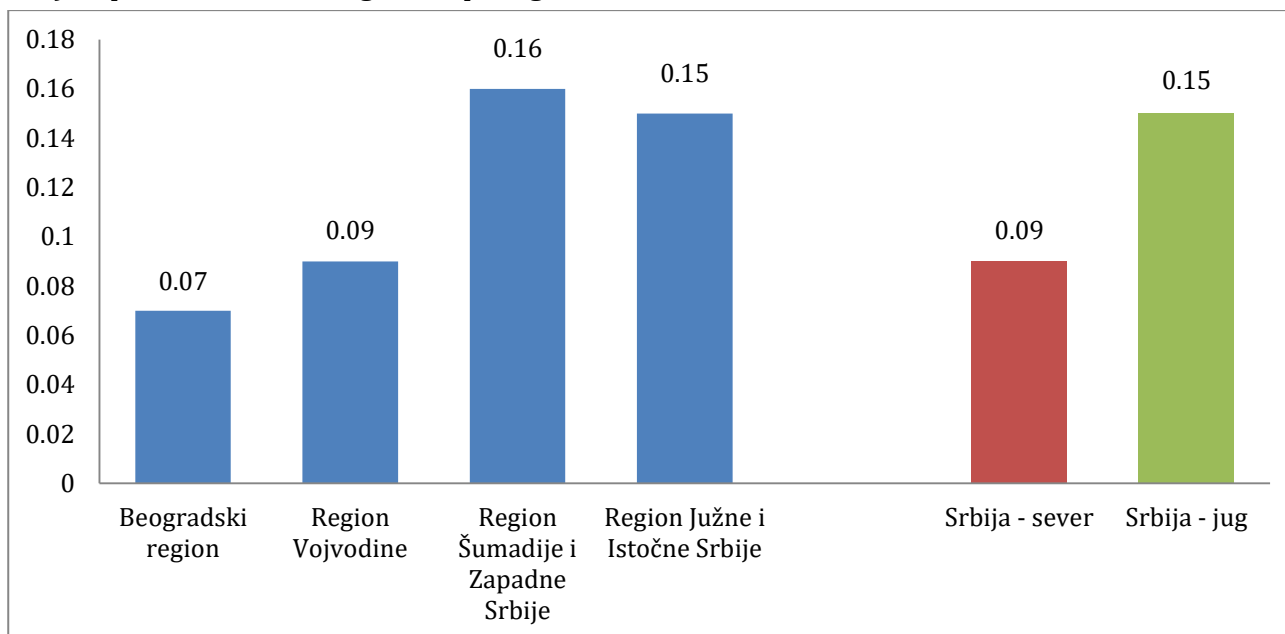
Tabela 10. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage po KPZ (GJR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	0,04	0,15	0,06	0,11	0,07	33,19
Vojvodina	0,02	4,53	0,05	0,13	0,09	48,60
Južna i Istočna Srbija	0,05	1,32	0,11	0,27	0,15	43,87
Šumadija i Zapadna Srbija	0,07	1,39	0,10	0,28	0,16	45,83
Srbija – sever	0,02	4,53	0,05	0,14	0,09	50,06
Srbija – jug	0,05	1,39	0,11	0,28	0,15	45,74
Ukupno	0,02	4,53	0,09	0,22	0,14	43,50

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafički prikaz prosečno angažovanog rada na godišnjem nivou je predstavljen u nastavku (grafikon 48).

Grafikon 48. Medijalne vrednosti prosečno angažovane radne snage po hektaru KPZ (GJR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Tabela 11 predstavljena u nastavku, daje rezultate deskriptivne statistike za ukupno angažovani rad po UG stoke. Dobijeni rezultati su slični kao i kod prethodno predstavljenog pokazatelja prosečne godišnje angažovane radne snage po ha KPZ. Medijalna vrednost angažovane radne snage na nivou cele Srbije iznosila je 0,15 GJR/UG stoke. Razlika u dobijenim rezultatima između regiona Srbije – sever i Srbije – jug je još izraženija, a medijalne vrednosti iznosile su 0,06 i 0,18 GJR/UG stoke respektivno. Na NUTS2 nivou značajno su se izdvojila gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije sa 0,19 GJR/UG stoke. Dobijeni rezultati ukazuju i na visok stepen varijabiliteta između posmatranih gazdinstava, što se može opravdati značajnim razlikama u veličini posmatranih gazdinstava.

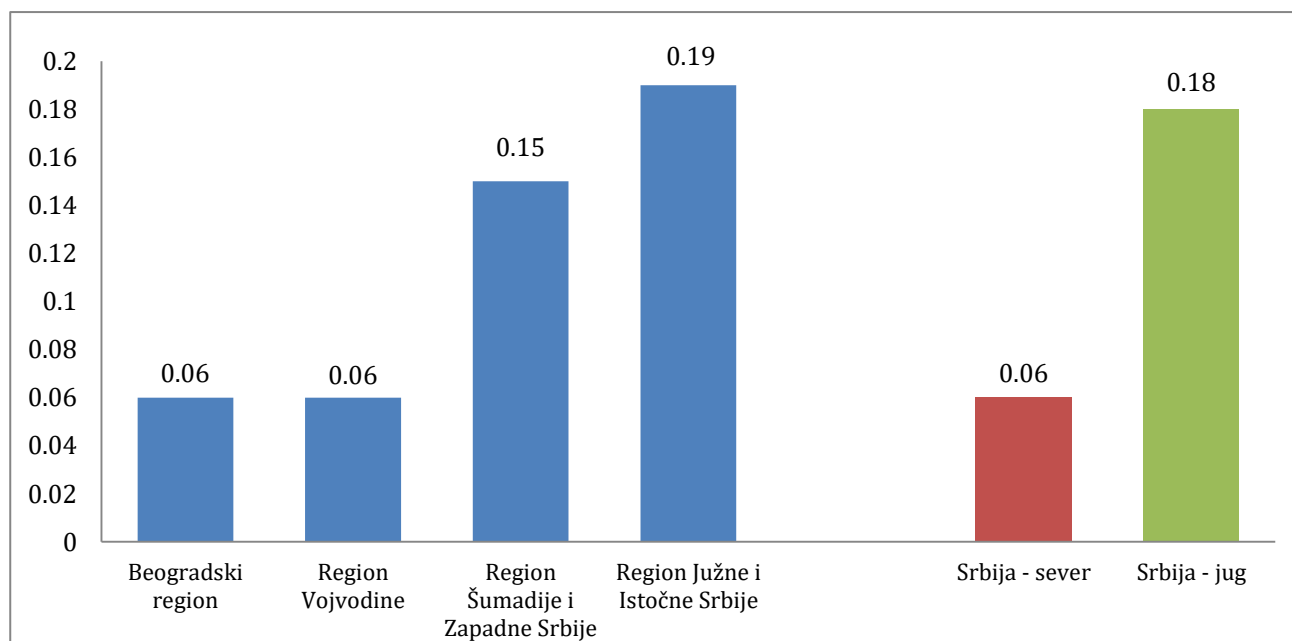
Tabela 11. Deskriptivna statistika prosečno angažovane radne snage po UG stoke (GJR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	0,05	0,12	0,06	0,09	0,06	22,72
Vojvodina	0,02	0,16	0,04	0,07	0,06	23,93
Južna i Istočna Srbija	0,07	1,21	0,17	0,26	0,19	21,42
Šumadija i Zapadna Srbija	0,05	0,59	0,11	0,26	0,15	41,35
Srbija – sever	0,02	0,16	0,04	0,07	0,06	24,71
Srbija – jug	0,05	1,21	0,12	0,26	0,18	37,96
Ukupno	0,02	1,21	0,07	0,22	0,15	49,68

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 9 predstavljen u nastavku, daje ilustrativni prikaz prosečno angažovane radne snage po UG stoke. Razlike u dobijenim rezultatima između FADN regiona Srbije – sever i Srbije – jug su jasno uočljive. Raspodela je slična i po regionima definisanim prema metodologiji RZS.

Grafikon 49. Medijalne vrednosti prosečno angažovane radne snage po UG stoke (GJR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.1.3. Raspoloživi kapital poljoprivrednih gazdinstava

Raspoloživi kapital predstavlja drugu nezavisno promenljivu u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije. Rezultati deskriptivne statistike za ukupno raspoloživi kapital na nivou gazdinstva za posmatrani period predstavljani su u tabeli 12. Medijalna vrednost ukupno raspoloživog kapitala, na nivou cele Srbije iznosila je 56.670,4 EUR po gazdinstvu, uz relativno visoku vrednost koeficijenta interkvartilne razlike od 55,3% što ukazuje na značajnu razliku u ukupno raspoloživom kapitalu među gazdinstvima. Posmatrajući regionalnu raspodelu gazdinstava, primetna je značajna razlika u ukupno raspoloživom kapitalu između regiona Srbija – sever i Srbija – jug, gde gazdinstva sa teritorije Srbije – sever, u proseku raspoložuju sa nešto više od dva puta većim kapitalom u odnosu na Srbiju – jug. U okviru regiona Srbija – sever, na NUTS2 nivou posebno se izdvajaju gazdinstva sa teritorije Vojvodine sa prosečnom vrednošću kapitala od 159.717,0 EUR po gazdinstvu. S druge strane, najmanju vrednost ukupno raspoloživog kapitala beleže gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije (35.056,3 EUR po gazdinstvu).

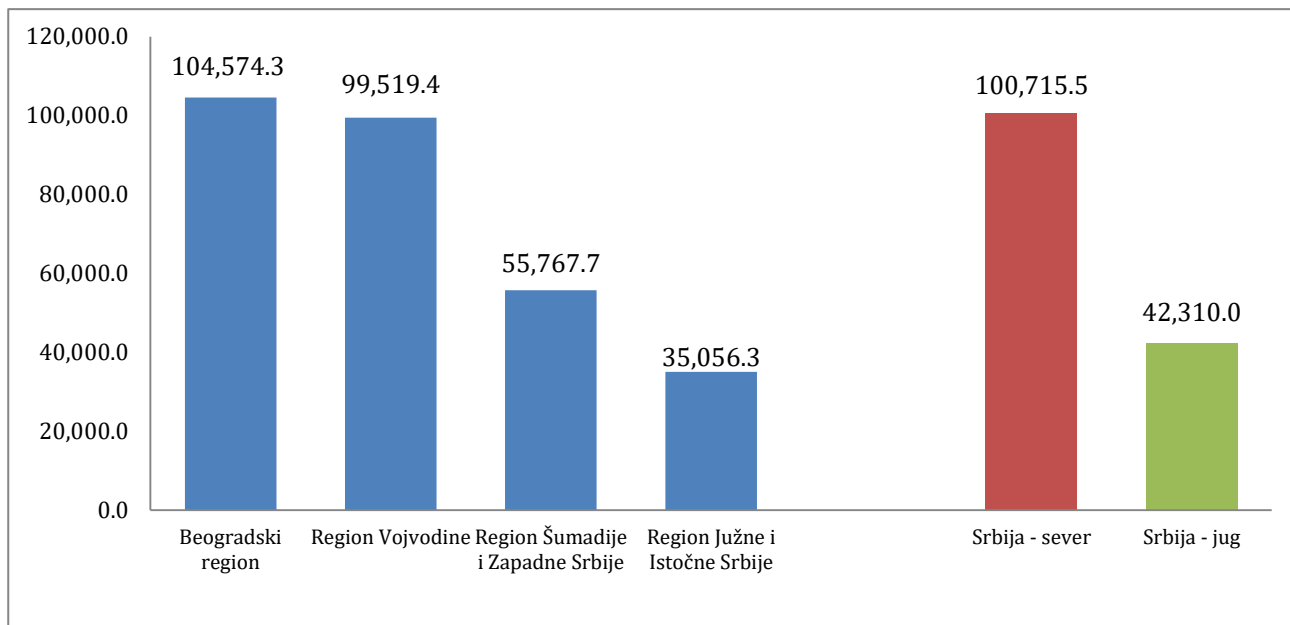
Tabela 12. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala (EUR) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	41.372,1	122.766,1	72.973,2	113.670,2	104.574,3	21,8
Vojvodina	22.144,9	816.107,6	70.085,1	159.717,0	99.519,4	39,0
Južna i Istočna Srbija	16.957,1	104.397,6	25.487,3	60.987,2	35.056,3	41,1
Šumadija i Zapadna Srbija	18.938,4	290.486,7	28.998,8	100.699,2	55.767,7	55,3
Srbija – sever	22.144,9	816.107,6	69.777,9	155.971,4	100.715,5	38,2
Srbija – jug	16.957,1	290.486,7	26.731,8	83.886,6	42.310,0	51,7
Ukupno	16.957,1	816,107,6	29.201,9	101.313,6	56.670,4	55,3

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Na grafikonu 50 su predstavljene medijalne vrednosti prosečno raspoloživog kapitala po gazdinstvu za posmatrani period prema regionalnoj raspodeli.

Grafikon 50. Medijalne vrednosti prosečno raspoloživog kapitala (EUR) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Analiza ukupno raspoloživog kapitala posmatranih gazdinstava po hektaru KPZ predstavljena je u tabeli 13. Medijalna vrednost na nivou cele Srbije iznosila je 4.060,0 EUR/ha KPZ. Razlike između regiona na NUTS1 nivou su neznatne. Razlike su uočljive tek kada se u obzir uzme teritorijalna podela na NUTS2 nivou. Konkretno, izdvajaju se s jedne strane gazdinstva sa teritorije Vojvodine i Šumadije i Zapadne Srbije sa medijalnim vrednostima od 4.680,0 i 4.440,9 EUR/ha KPZ respektivno, odnosno Beograda i Južne i Istočne Srbije s druge strane sa 3.597,0 i 3.559,1 EUR/ha KPZ u proseku.

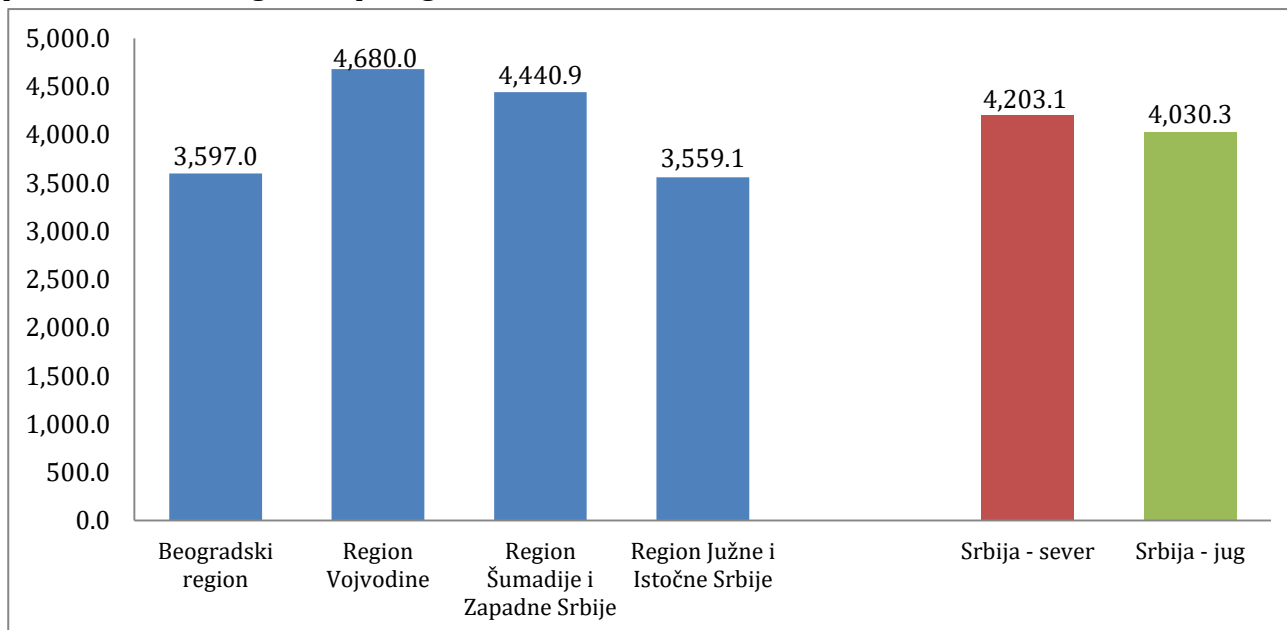
Tabela 13. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionim

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	1.898,1	4.017,6	2.747,5	3.807,3	3.597,0	16,2
Vojvodina	2.474,4	32.968,2	3.432,4	5.653,0	4.680,0	24,4
Južna i Istočna Srbija	696,6	10.199,9	2.490,7	4.158,3	3.559,1	25,1
Šumadija i Zapadna Srbija	1.343,6	21.204,4	3.447,3	6.608,4	4.440,9	31,4
Srbija - sever	1.898,1	32.968,2	3.339,7	5.529,5	4.203,1	24,7
Srbija - jug	696,6	21.204,4	2.555,6	6.028,4	4.030,3	40,5
Ukupno	696,6	32.968,2	2.702,9	5.769,3	4.060,0	36,2

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 51 prikazuje regionalnu raspodelu medijalne vrednosti ukupno raspoloživog kapitala po hektaru KPZ na nivou gazdinstva za period od 2015-2019. godine.

Grafikon 51. Medijalni pokazatelj ukupno raspoloživog kapitala po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

U tabeli 14 predstavljenoj u nastavku, prikazani su rezultati deskriptivne statistike za ukupno raspoloživi kapital na nivou gazdinstva po UG stoke. Medijalne vrednosti raspoloživog kapitala po UG stoke su na znatno višem nivou u odnosu na raspoloživi kapital po ha KPZ.

Medijalna vrednost na nivou cele Srbije iznosi 3.455,4 EUR/UG stoke. Primetna je značajna razlika između regiona Srbije – sever i Srbije – jug u korist gazdinstava sa teritorije regiona Srbije – jug. Naime, medijalna vrednost za Srbiju – jug iznosila je 3.744,6 EUR/ha UG za razliku od regiona Srbija – sever gde je medijalna vrednost iznosila 2.561,2 EUR/ha UG. Razlike su uočljive i na nivou teritorijalne raspodele na NUTS2 nivou, gde je prisutna slična raspodela raspoloživog kapitala gazdinstava po UG stoke.

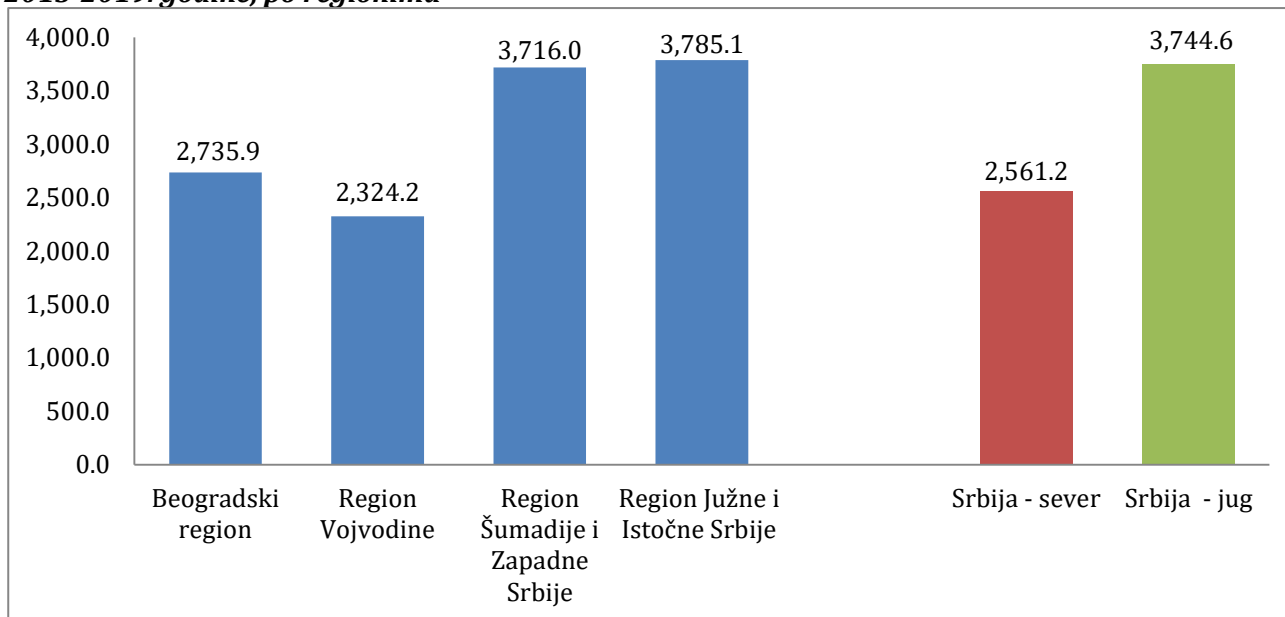
Tabela 14. Deskriptivna statistika raspoloživog kapitala po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	2.599,8	3.158,6	2.667,8	2.947,2	2.735,9	5,0
Vojvodina	1.272,8	5.149,3	2.079,5	2.943,1	2.324,2	17,2
Južna i Istočna Srbija	1.654,8	18.323,7	2.728,5	4.613,1	3.785,1	25,7
Šumadija i Zapadna Srbija	1.239,4	9.649,6	3.059,0	4.913,3	3.716,0	23,3
Srbija – sever	1.272,8	5.149,3	2.111,3	2.997,0	2.561,2	17,3
Srbija – jug	1.239,4	18.323,7	2.895,3	4.852,6	3.744,6	25,3
Ukupno	1.239,4	18.323,7	2.588,0	4.428,5	3.455,4	26,2

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafički prikaz ukupno raspoloživog kapitala analiziranih gazdinstava po UG stoke za posmatrani period po regionima je predstavljen na grafikonu 52.

Grafikon 52. Medijalni pokazatelj ukupno raspoloživog kapitala po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.1.4. Ukupni troškovi poljoprivredne proizvodnje

Deskriptivna statistika za ukupno ostvarene troškove proizvodnje na nivou gazdinstva za posmatrani period prema regionima Srbije, predstavljena je u tabeli 15.

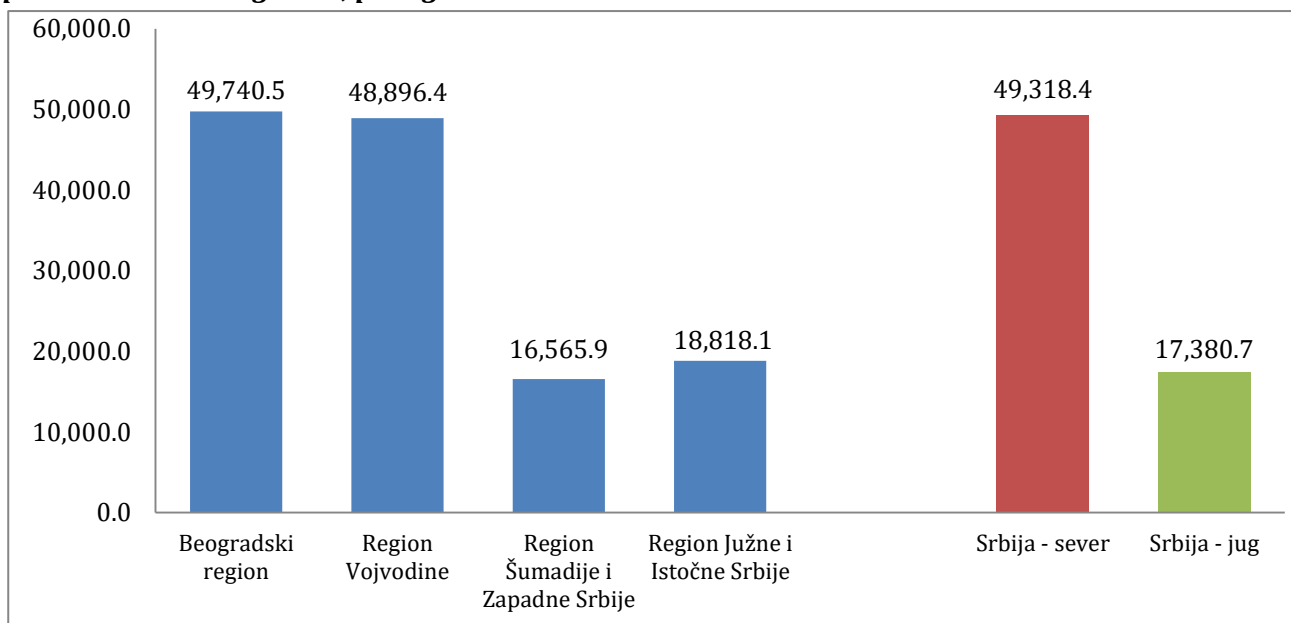
Tabela 15. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje (EUR/gazdinstvu) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	28.638,9	86.608,3	39.189,7	68.174,4	49.740,5	27,0
Vojvodina	7.156,3	328.606,0	33.112,1	122.211,7	48.896,4	57,4
Južna i Istočna Srbija	4.938,2	52.201,1	9.668,1	23.688,8	18.818,1	42,0
Šumadija i Zapadna Srbija	4.885,1	91.966,8	9.397,8	29.493,4	16.565,9	51,7
Srbija - sever	7.156,3	328.606,0	32.438,6	95.509,1	49.318,4	49,3
Srbija - jug	4.885,1	91.966,8	9.477,9	25.891,6	17.380,7	46,4
Ukupno	4.885,1	328.606,0	10.059,8	36.188,7	22.377,4	56,4

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Na nivou cele Srbije, medijalna vrednost prosečno ostvarenih troškova po gazdinstvu iznosi 22.377,4 EUR, uz koficijent interkvartilne razlike od 56,4%, što ukazuje na visok stepen varijabiliteta između samih gazdinstava. Dobijeni rezultat je očekivan, s obzirom na veliku razliku u veličini analiziranih gazdinstava. Razlike su uočljive i na regionalnom nivou. U proseku, gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever beleže 2,8 puta veće troškove od gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – jug. Slična raspodela se dobije i sa aspekta regionalne podele na NUTS2 nivou, gde s jedne strane figuriraju gazdinstva sa teritorije Vojvodine i Beograda (48.896,4 i 49.740,5 EUR po gazdinstvu respektivno) i gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije s druge strane, gde su ukupni troškovi na nivou od 16.565,9 i 18.818,1 EUR po gazdinstvu respektivno. Grafički prikaz regionalne raspodele ukupnih troškova po gazdinstvu su predstavljeni na grafikonu 53.

Grafikon 53. Medijalni pokazatelj ukupno ostavrenih troškova proizvodnje (EUR/gazdinstvu) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Relativni pokazatelji ukupno ostavrenih troškova po hektaru KPZ i UG stoke, predstavljeni su u tabelama 16 i 17. Kada je reč o troškovima proizvodnje po hektaru KPZ, medijalna vrednost na nivou cele Srbije iznosila je 1.479,8 EUR/ha KPZ. Varijabilitet dobijenog pokazatelja je sada na nižem nivou što potkrepljuje koeficijent interkvartilne razlike od 31,7%. Gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever ostvaruju u proseku troškove od 2.217,8 EUR/ha KPZ, za razliku od gazdinstava sa teritorije regiona Srbije – jug gde su prosečni troškovi na nivou od 1.343,9 EUR/ha KPZ.

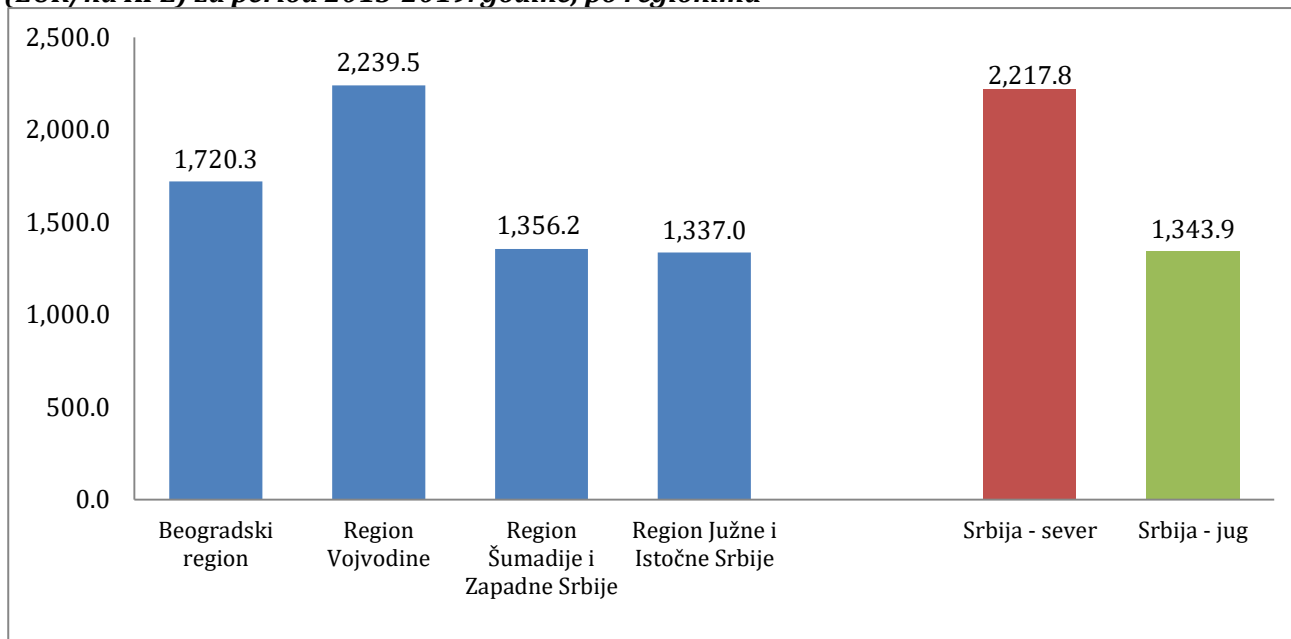
Tabela 16. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	1.339,9	2.775,8	1.530,1	2.248,1	1.720,3	19,0
Vojvodina	828,7	8.871,9	1.720,6	2.790,5	2.239,5	23,7
Južna i Istočna Srbija	473,4	3.187,0	1.144,9	1.649,1	1.337,0	18,0
Šumadija i Zapadna Srbija	390,8	7.121,1	709,3	2.216,2	1.356,2	51,5
Srbija – sever	828,7	8.871,9	1.658,3	2.779,5	2.217,8	25,3
Srbija – jug	390,8	7.121,1	1.058,4	1.870,5	1.343,9	27,7
Ukupno	390,8	8.871,9	1.144,9	2.206,8	1.479,8	31,7

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Posmatrajući ostvarene troškove po jedinici korišćene površine prema teritorijalnoj raspodeli na NUTS2 nivou, izdvajaju se gazdinstva sa teritorije Vojvodine sa 2.239,5 EUR/ha KPZ, dok najmanje troškove ostvaruju gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije sa 1.337,0 EUR/ha KPZ. Grafički prikaz medijalnih vrednosti ostvarenih troškova po hektaru KPZ prikazan je na grafikonu 54.

Grafikon 54. Medijalni pokazatelj ukupno ostvarenih troškova proizvodnje po hektaru KPZ (EUR/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Tabela 17 predstavlja rezultate deskriptivne statistike za ukupno ostvarene troškove proizvodnje po UG stoke. Medijalna vrednost na nivou cele Srbije iznosila je 1.278,1 EUR/UG stoke. Razlike između regiona Srbija – sever i Srbija – jug su neznatne. Ipak, primetno je da se gazdinstva sa teritorije Vojvodine posebno izdvajaju sa 1.868,7 EUR/UG stoke za razliku od ostalih regiona na NUTS2 nivou.

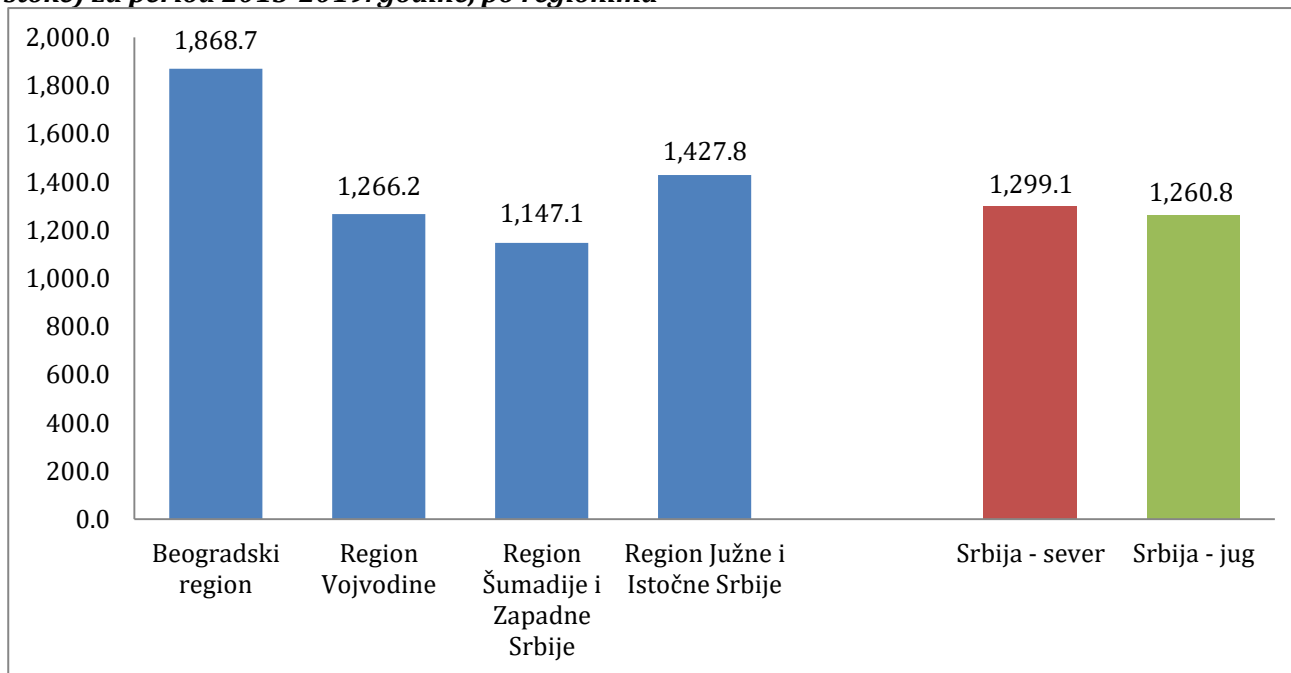
Tabela 17. Deskriptivna statistika ukupnih troškova proizvodnje po UG stoke (EUR/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	1.308,1	2.196,3	1.588,4	2.032,5	1.868,7	12,3
Vojvodina	352,3	2.511,2	1.005,9	2.050,8	1.266,2	34,2
Južna i Istočna Srbija	610,3	3.313,7	1.202,4	2.359,8	1.427,8	32,5
Šumadija i Zapadna Srbija	432,8	3.126,6	976,3	1.575,3	1.147,1	23,5
Srbija – sever	352,3	2.511,2	1.084,0	2.059,8	1.299,1	31,0
Srbija – jug	432,8	3.313,7	1.025,6	1.814,1	1.260,8	27,8
Ukupno	352,3	3.313,7	1.025,6	1.862,7	1.278,1	29,0

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafički prikaz medijalnih vrednosti ukupno ostvarenih troškova po UG stoke prikazan je na grafikonu 55.

Grafikon 55. Medijalni pokazatelj ukupno ostavrenih troškova proizvodnje po UG stoke (EUR/UG stoke) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.1.5. Korišćeno poljoprivredno zemljište

Pored varijabli koje se odnose na angažovani rad, raspoloživi kapital i troškove proizvodnje, u cilju ocene tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava, korišćene su i varijable koje se odnose na korišćeno poljoprivredno zemljište, kao i broj uslovnih grla stoke na osnovu kojih su formirani relativni pokazatelji poljoprivredne proizvodnje na posmatranim gazdinstvima. Navedene varijable su od posebnog značaja jer na indirektan način ukazuju na veličinu poljoprivrednih gazdinstava. Korišćene površine su ključne prilikom opisa biljne proizvodnje, dok broj uslovnih grla daje uvid u obim stočarske proizvodnje.

U skladu sa prethodno navedenim, rezultati deskriptivne statistike za korišćeno poljoprivredno zemljište analiziranih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo predstavljeni su u tabeli 18.

Tabela 18. Deskriptivna statistika za korišćeno poljoprivredno zemljište za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	10,3	64,6	19,8	47,0	29,4	40,6
Vojvodina	0,9	152,2	18,1	32,0	23,3	27,7
Južna i Istočna Srbija	3,0	47,2	8,9	19,8	11,8	38,1
Šumadija i Zapadna Srbija	1,3	43,4	9,2	21,3	12,3	39,7
Srbija - sever	0,9	152,2	18,0	34,0	25,3	27,7
Srbija - jug	1,3	47,2	8,9	20,8	12,2	40,2
Ukupno	0,9	152,2	9,6	24,3	15,1	43,6

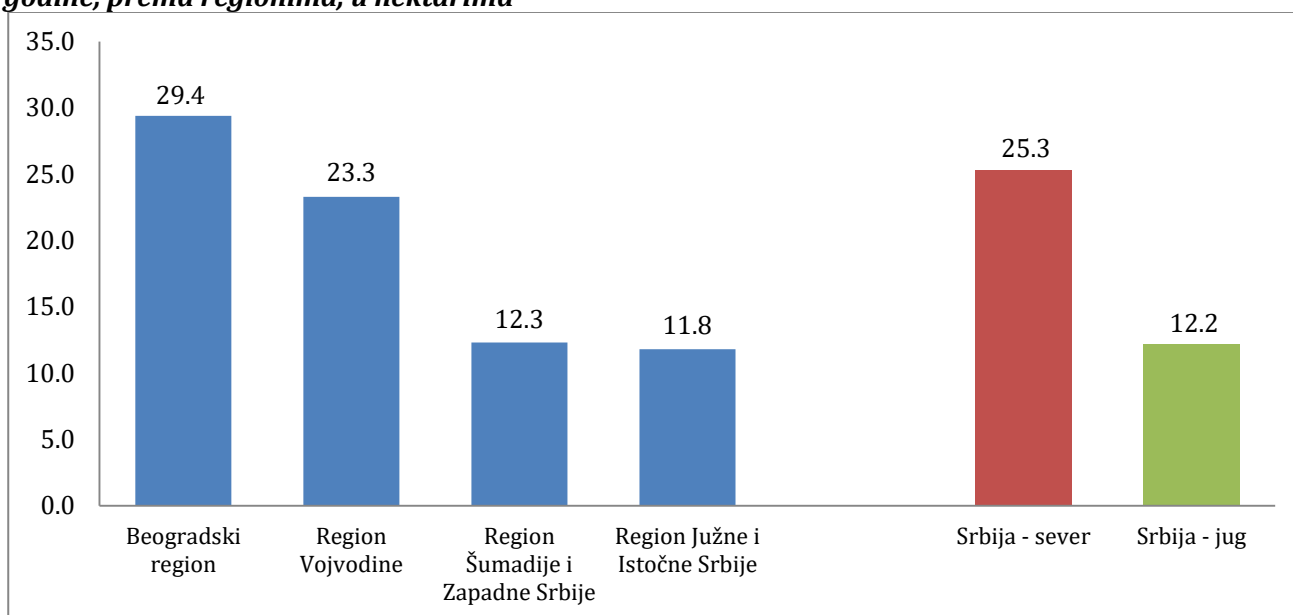
Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Medijalna vrednost KPZ po gazdinstvu, na nivou cele Srbije, iznosila je 15,1 ha, s tim da su primetne značajne razlike u ukupno raspoloživim površinama između gazdinstava. Na osnovu analize KPZ, jasno je uočljiva razlika u pogledu raspoloživih površina između gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – sever i Srbija – jug. Naime, gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever raspolagala su sa zemljišnim fondom koji je u proseku nešto više od dva puta veći od raspoloživog zemljišta gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – jug.

Ukoliko se fokus preusmeri na teritorijalnu raspodelu gazdinstava na NUTS2 nivou, raspodela zemljišnog fonda je slična. S jedne strane, izdvajaju se gazdinstva sa teritorije Beograda i Vojvodine koja su u proseku raspolagala sa 29,4 i 23,3 ha respektivno. S druge strane, gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije u proseku su raspolagala sa 12,3 odnosno 11,8 ha.

Grafikon 56, predstavljen u nastavku prikazuje medijalne vrednosti prosečno raspoloživog zemljišta analiziranih gazdinstava po regionima.

Grafikon 56. Medijalne vrednosti korišćenog poljoprivrednog zemljišta za period 2015-2019. godine, prema regionima, u hektarima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Kako su u fokusu istraživanja gazdinstva orijentisana ka stočarstvu, konkretno proizvodnji mleka, interesantno je sagledati ukupno raspoloživi zemljišni fond po UG stoke. S tim u vezi, u tabeli 19 predstavljena je deskriptivna statistika za prosečnu površinu KPZ po prosečnom godišnjem broju UG stoke za analizirana gazdinstva, po regionima na NUTS1 i NUTS2 nivou teritorijalne raspodele.

U proseku, na nivou cele Srbije, raspoloživi zemljišni fond po uslovnom grlu stoke iznosio je 0,96 ha KPZ/UG. Veći relativni pokazatelj raspoloživog KPZ po UG stoke za gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug u odnosu na region Srbija – sever (1,03 na prema 0,65 ha KPZ/UG), ukazuje na značajno veći obim pre svega stočarske proizvodnje u Vojvodini i Beogradu u odnosu na Centralnu Srbiju. Medijalna vrednost prosečno raspoloživog KPZ po UG stoke u Vojvodini i Beogradu iznosio je 0,79 i 0,64 ha KPZ/UG stoke respektivno. S druge strane, medijalne vrednosti za gazdinstva sa teritorije Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije, u proseku iznosile su 0,92, odnosno 1,12 ha KPZ/UG.

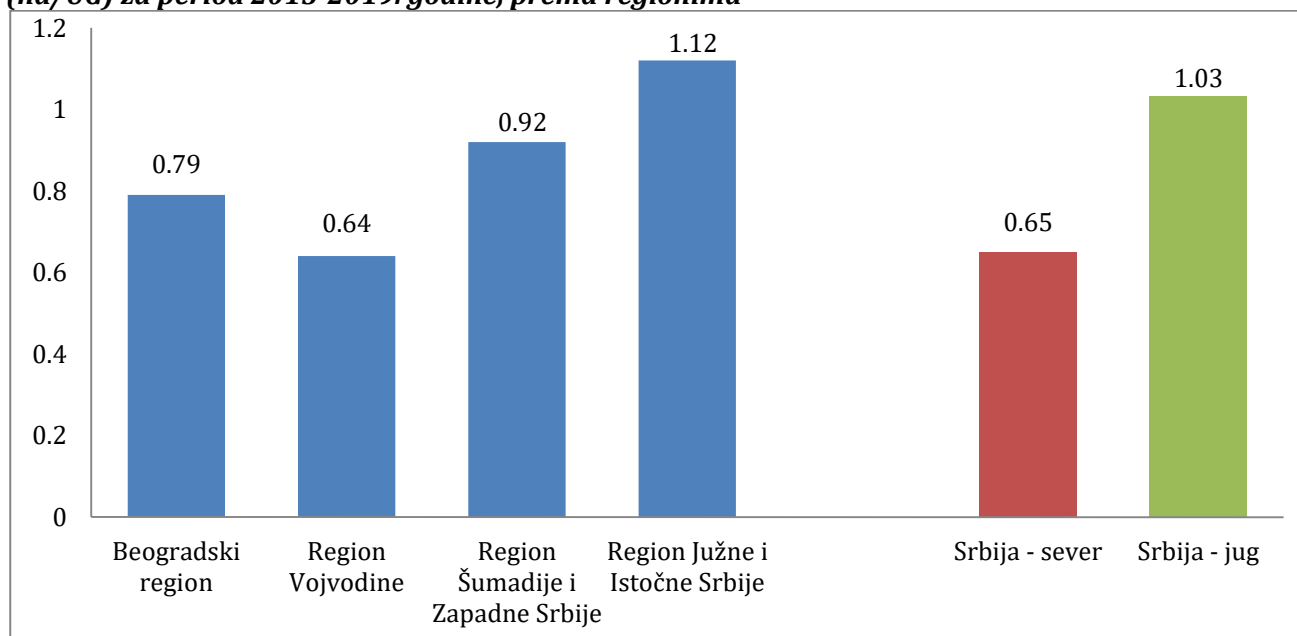
Tabela 19. Deskriptivna statistika za korišćeno poljoprivredno zemljište po uslovnom grlu stoke (KPZ/UG) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	0,76	1,40	0,78	1,09	0,79	16,91
Vojvodina	0,04	1,05	0,50	0,74	0,64	19,56
Južna i Istočna Srbija	0,37	3,10	0,98	1,60	1,12	24,10
Šumadija i Zapadna Srbija	0,15	2,37	0,67	1,22	0,92	29,33
Srbija – sever	0,04	1,40	0,51	0,80	0,65	22,00
Srbija – jug	0,15	3,10	0,81	1,41	1,03	27,22
Ukupno	0,04	3,10	0,65	1,26	0,96	31,83

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafički prikaz raspoloživog KPZ po UG stoke predstavljen je u nastavku (grafikon 57).

Grafikon 57. Prosečne vrednosti korišćenog poljoprivrednog zemljišta po uslovnom grlu stoke (ha/UG) za period 2015-2019. godine, prema regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.1.6. Broj uslovnih grla stoke

Pored KPZ, bitan pokazatelj koji na indirektan način može predstavljati veličinu gazdinstava, naročito gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo, jeste i broj uslovnih grla stoke (UG). Deskriptivna statistika za prosečan broj uslovnih grla stoke u period od 2015-2019. godine prema posmatranim gazdinstvima predstavljen je u tabeli 20. Medijalna vrednost prosečnog broja UG stoke po gazdinstvu, na nivou cele Srbije, iznosila je 15,0 UG. Ipak, primetna je velika razlika u broju UG stoke između gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – sever i Srbija – jug, gde gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – sever u proseku raspoložuju sa 44,2 UG stoke po gazdinstvu za razliku od regiona Srbija – jug gde je taj prosek na nivou od 11,8 UG stoke. U okviru regiona Srbija – sever, posmatrano na NUTS2 nivou, posebno se izdvaja Vojvodina sa 44,2 UG stoke po gazdinstvu u proseku. S druge strane, Južna i Istočna Srbija beleži tek 9,9 UG stoke u proseku po gazdinstvu.

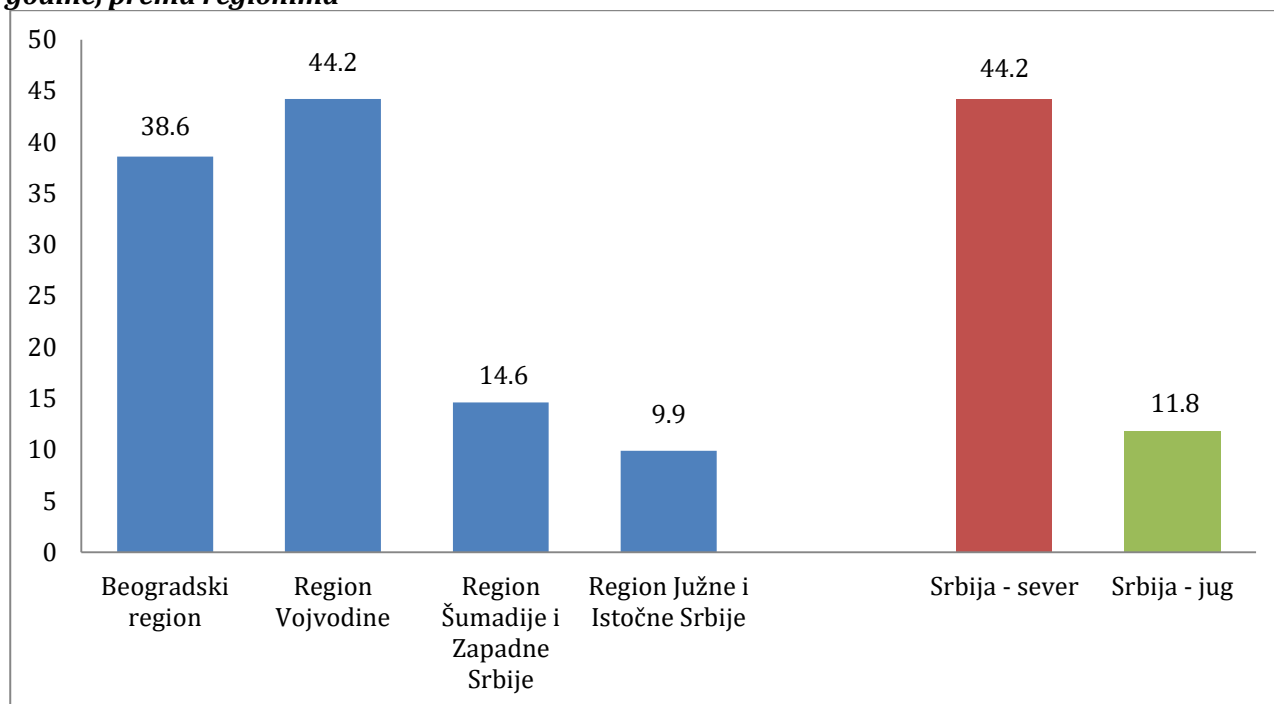
Tabela 20. Deskriptivna statistika za prosečan broj uslovnih grla stoke (UG) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	13,1	46,7	25,8	42,6	38,6	24,6
Vojvodina	19,9	159,5	36,7	59,9	44,2	24,1
Južna i Istočna Srbija	3,3	31,3	7,8	14,6	9,9	30,2
Šumadija i Zapadna Srbija	5,2	67,9	9,0	21,7	14,6	41,3
Srbija - sever	13,1	159,5	35,1	53,3	44,2	20,6
Srbija - jug	3,3	67,9	8,4	18,0	11,8	36,4
Ukupno	3,3	159,5	8,9	29,4	15,0	53,6

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafički prikaz medijalnih vrednosti prosečnog broja UG stoke po gazdinstvu za posmatrani period po regionima je dat na grafikonu 58.

Grafikon 58. Medijalni pokazatelj ukupnog broja uslovnih grla stoke (UG) za period 2015-2019. godine, prema regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Tabela 21 daje rezultate deskriptivne statistike za prosečan broj UG stoke po ha KPZ. Na nivou cele Srbije, medijalna vrednost iznosila je 1,1 UG/ ha KPZ. Na teritoriji regiona Srbija - sever prosečan broj UG stoke po ha KPZ je bio na nivou od 1,6 UG, dok je u regionu Srbija - jug bio na nivou od 1,0 UG. U okviru regiona Srbija - sever nešto se više izdvaja Vojvodina sa 1,3 UG stoke/ha KPZ, dok je u okviru regionu Srbija - Jug, sa manjim odstupanjem, prisutna ujednačena raspodela.

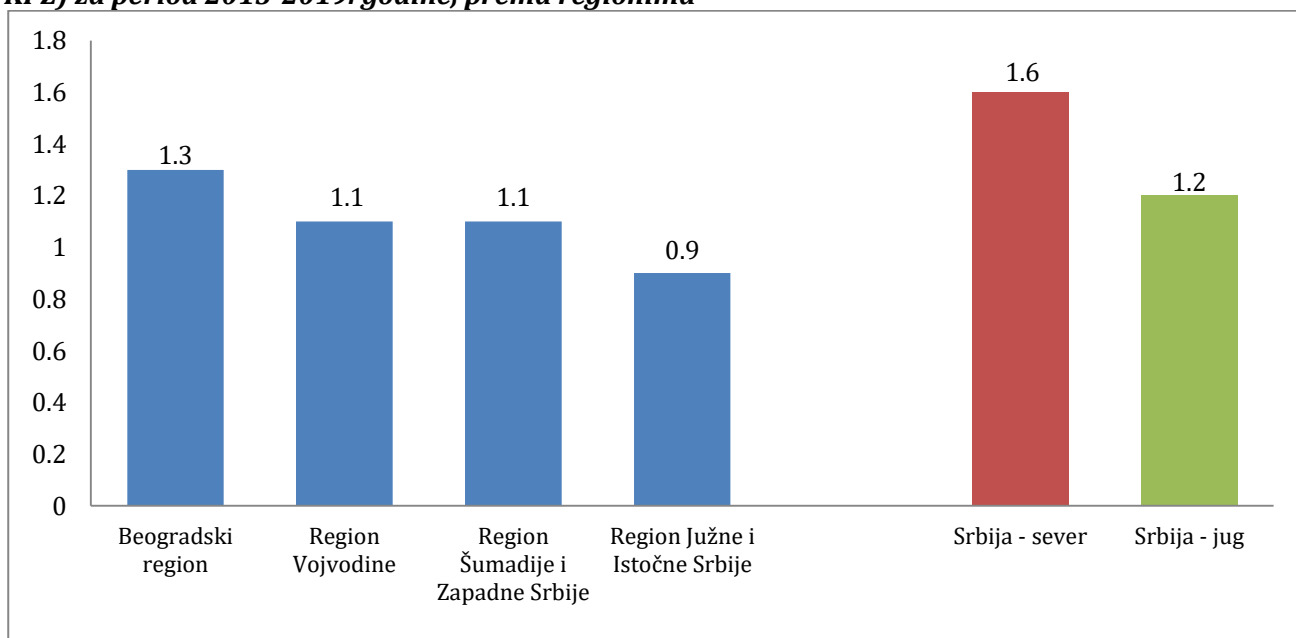
Tabela 21. Deskriptivna statistika broj uslovnih grla stoke po hektaru KPZ (UG/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, po regionima

Region	Interval varijacije		Interkvartilna razlika		Medijana	Koeficijent interkvartilne razlike (%)
	Minimum	Maksimum	I kvartil	III kvartil		
Beogradski	0,7	1,3	1,0	1,3	1,3	13,0
Vojvodina	0,3	29,8	1,4	2,0	1,1	19,5
Južna i Istočna Srbija	0,3	3,6	0,6	1,0	0,9	22,5
Šumadija i Zapadna Srbija	0,4	6,8	0,8	1,5	1,1	29,2
Srbija - sever	0,7	29,8	1,3	2,0	1,6	22,5
Srbija - jug	0,3	6,8	0,7	1,3	1,0	27,2
Ukupno	0,3	29,8	0,8	1,5	1,1	31,9

Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Grafikon 59 prikazuje medijalne vrednosti prosečnog broja UG stoke po ha KPZ.

Grafikon 59. Medijalni pokazatelj prosečnog broja uslovnih grla stoke po hektaru KPZ (UG/ha KPZ) za period 2015-2019. godine, prema regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.1.7. Promenljive u modelu tehničke (ne)efikasnosti

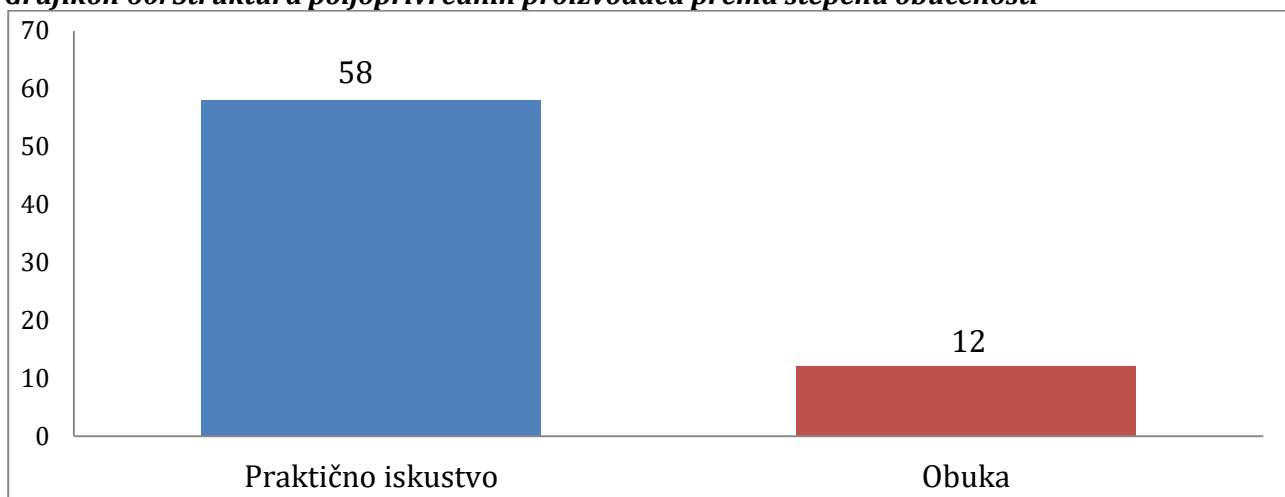
U prethodnom delu predstavljena je deskriptivna statistika za promenljive koje su korišćene u modelu stohastičke granične proizvodne funkcije, a sve u cilju ocene tehničke efikasnosti posmatranih 70 gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Kako bi se utvrdio uzrok ostvarene tehničke (ne)efikasnosti, neophodno je predstaviti još jedan set promenljivih. U pitanju su promenljive koje predstavljaju različite grupe faktora od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost, a na osnovu čega su formulisane radne hipoteze u ovoj disertaciji.

Samim tim, u nastavku je predstavljena deskriptivna statistika za promenljive koje se mogu svrstati u četiri međusobno povezane grupe faktora od uticaja na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost: karakteristike poljoprivrednih proizvođača, karakteristike poljoprivrednih gazdinstava, ekonomske mere agrarne politike i prirodne uslove.

S tim u vezi, izdvojene varijable se odnose na: stepen obučenosti poljoprivrednih proizvođača (donosioca odluka na gazdinstvu), dužinu radnog iskustva poljoprivrednih proizvođača, zakupljeno zemljište u odnosu na ukupno korišćeno poljoprivredno zemljište, plaćenu radna snaga u odnosu na ukupno angažovanu radnu snagu, broj muznih krava na gazdinstvu, udeo vrednosti proizvodnje kabaste hrane na gazdinstvu u ukupnim troškovima proizvodnje, udeo vrednosti ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu i regionalna pripadnost gazdinstava.

Varijabla koja predstavlja stepen obučenosti poljoprivrednih proizvođača, odnosno donosioca odluka na gazdinstvu, deli proizvođače na dve grupe. Prvu grupu proizvođača koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo i drugu grupu koju čine proizvođači koji su u prethodnom periodu prošli kroz neki vid dodatne obuke. Grafikon 60 prikazuje strukturu donosioca odluka na gazdinstvu prema stepenu obučenosti. U okviru 70 analiziranih gazdinstava izdvojenih na osnovu FADN uzorka, čak 58, odnosno 82,9% poljoprivrednih proizvođača se isključivo oslanja na sopstveno radno iskustvo. S druge strane, 12,1% proizvođača je prošlo kroz neki vid obuke koji je imao za cilj unapređenje proizvodne aktivnosti.

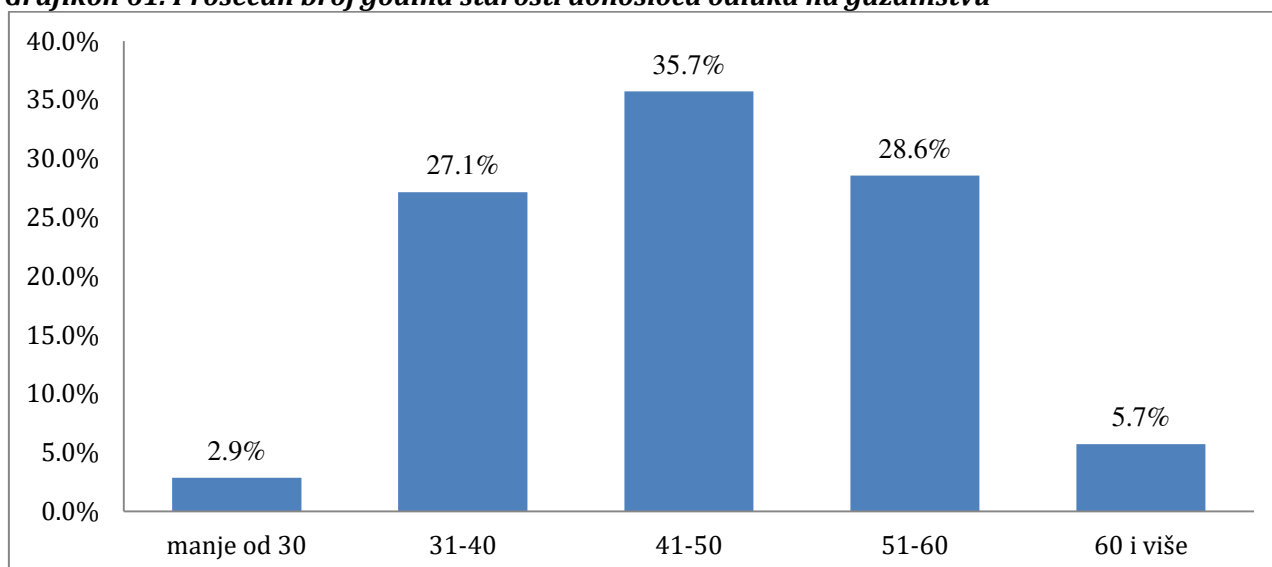
Grafikon 60. Struktura poljoprivrednih proizvođača prema stepenu obučenosti



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Sledeća promenljiva se odnosi na uticaj radnog iskustva poljoprivrednih proizvođača na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost. U skladu sa raspoloživim podacima, radno iskustvo je mereno direktno preko godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu. Najveći broj poljoprivrednih proizvođača u okviru analiziranog uzorka ima između 41 i 50 godina (ukupno 25 proizvođača, sa učešćem od 35,7%). U intervalu od 31 do 60 godina nalaze se gotovo svi proizvođači, tačnije njih 64 što čini 91,4% od ukupnog broja poljoprivrednika. U izdvojenom uzorku figuriraju samo dva proizvođača koji imaju ispod 30 godina starosti.

Grafikon 61. Prosečan broj godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu

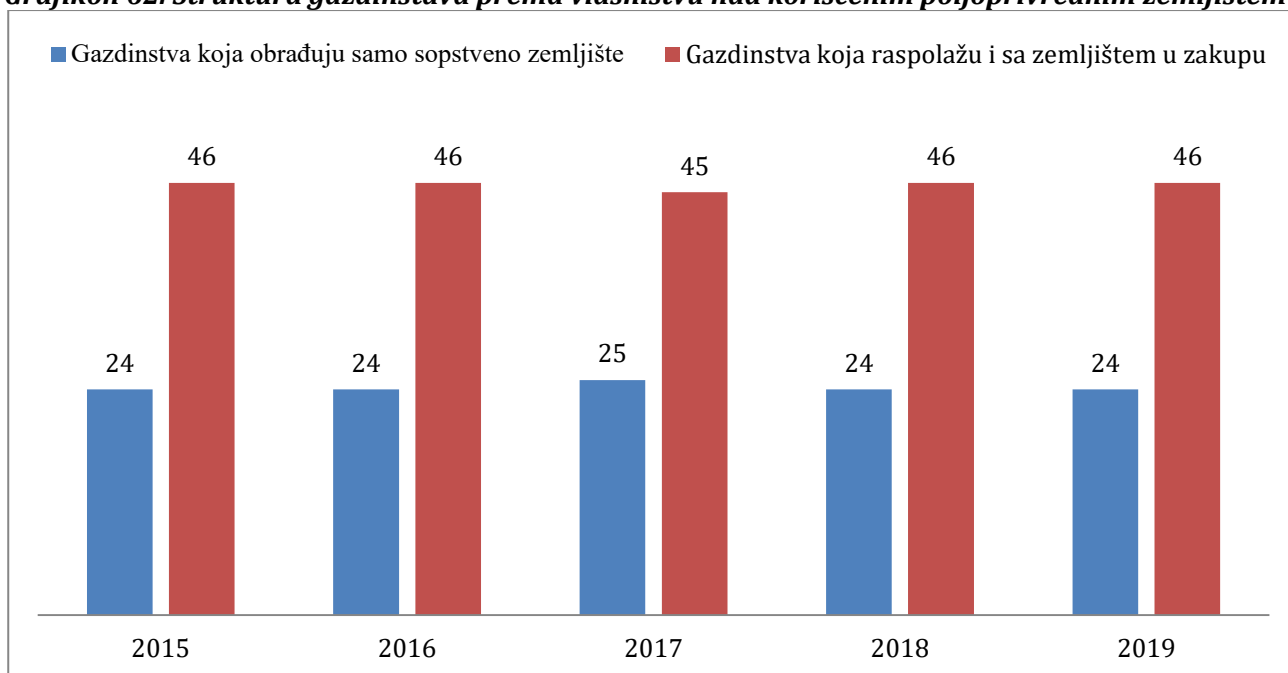


Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Treća varijabla u modelu tehničke (ne)efikasnosti odnosi se na podelu gazdinstava prema tome da li koriste zemljište koje se isključivo nalazi u vlasništvu gazdinstva ili raspolažu i sa zemljištem koje je u zakupu. Na osnovu raspoloživih podataka iz FADN uzorka, utvrđeno je da 28,6% analiziranih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo isključivo koristi zemljište koje je u njihovom vlasništvu, odnosno ne raspolaže sa zemljištem u zakupu (grafikon 62).

Analizom ukupnog zemljišnog fonda ovih gazdinstava utvrđeno je da su u pitanju gazdinstva koja raspolažu sa manjim površinama. Na nivou cele Srbije, prosečno korišćene površine gazdinstava koja nemaju zemljište u zakupu iznosi 13,5 ha. U region Srbija – sever taj prosek je na nivou od 27,2 ha, dok je u regionu Srbija – jug na nivou od 11,9 ha.

Grafikon 62. Struktura gazdinstava prema vlasništvu nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Od preostalih 71,4% gazdinstava iz uzorka koja pored zemljišta u sopstvenom vlasništvu koriste i zemljište u zakupu, prosečno učešće zemljišta u zakupu u ukupnom KPZ na nivou cele Srbije iznosi 46,1%. Razlika između regiona Srbija – sever i Srbija – jug je i ovde primetna. Prosečno učešće zemljišta u zakupu u ukupnom KPZ u regionu Srbija – sever iznosi 53,3%, dok je posmatrano učešće u regionu Srbija – jug na nivou od 43,4%. Kada je reč o regionu Srbija – sever, učešće zemljišta u zakupu u ukupnom KPZ je u Beogradu i Vojvodini na nivou od preko 50%, odnosno 63,4 i 50,6% respektivno. S druge strane, učešće zemljišta u zakupu u ukupnom KPZ u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji odnosno Južnoj i Istočnoj Srbiji iznosilo je 40,9 i 47,6% respektivno.

Četvrta varijabla u modelu tehničke (ne)efikasnosti odnosi se na angažman plaćene radne snage (grafikon 63). Bitno je istaći da se u proseku 62,9%, oslanja isključivo na sopstveni rad i rad članova domaćinstva. Od preostalih 37,1%, koji angažuju dodatnu radnu snagu, prosečno učešće plaćene radne snage u ukupno angažovanoj radnoj snazi iznosi 22,8%. U izdvojenom uzorku mali je broj onih koji se u većoj meri oslanja na dodatnu radnu snagu. Samo tri gazdinstva raspolažu sa preko 50% dodatne radne snage u ukupno angažovanoj radnoj snazi.

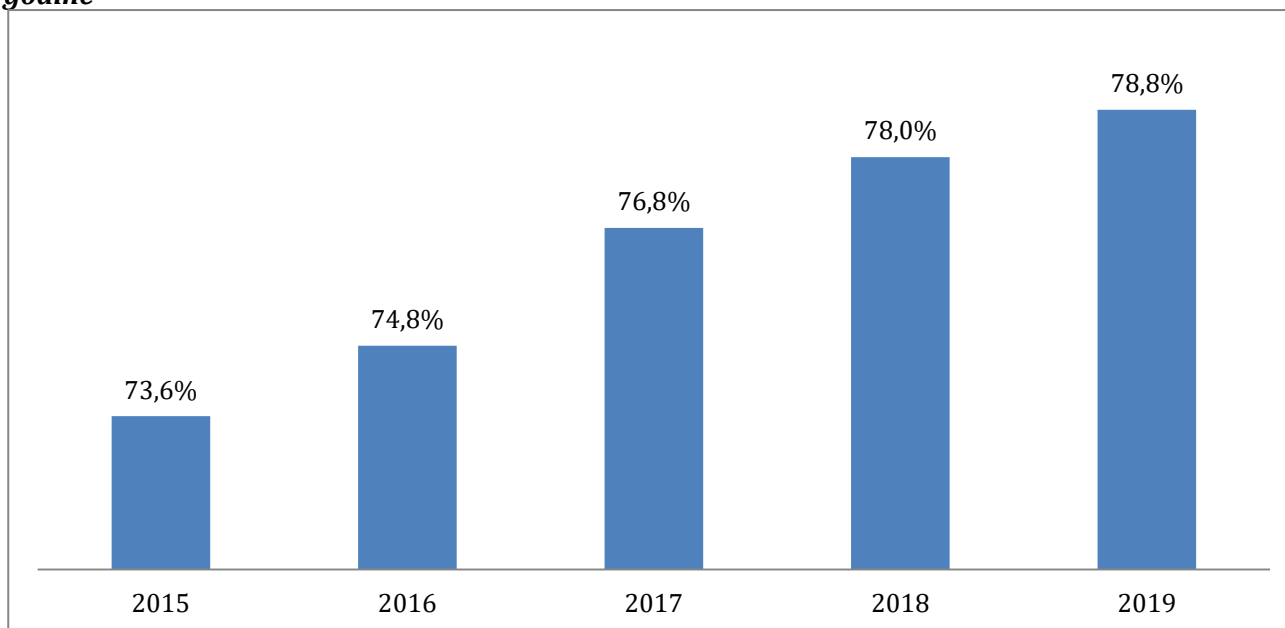
Grafikon 63. Struktura gazdinstava prema angažovanoj radnoj snazi



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Peta varijabla se odnosi na broj UG muznih krava u okviru posmatranih gazdinstava. Pre svega, bitno je istaći da je prosečno učešće broja UG muznih krava u okviru ukupnog broja UG na posmatranim gazdinstvima, za posmatrani petogodišnji period 76,4%. Visoko učešće UG muznih krava je sasvim opravdano, s obzirom na to da se radi o gazdinstvima specijalizovanim za proizvodnju mleka. Takođe, vrlo bitno je istaći da se navedeno učešće menjalo iz godine u godinu, gde je zabeležen izvesan trend rasta učešća broja UG muznih krava (grafikon 64). Ustanovljena činjenica jasno ukazuje na to da broj UG muznih krava kao faktor od uticaja na ocenu tehničke (ne)efikasnosti neophodno uzeti u obzir u skladu sa svojom promenljivošću u dimenziji vremena.

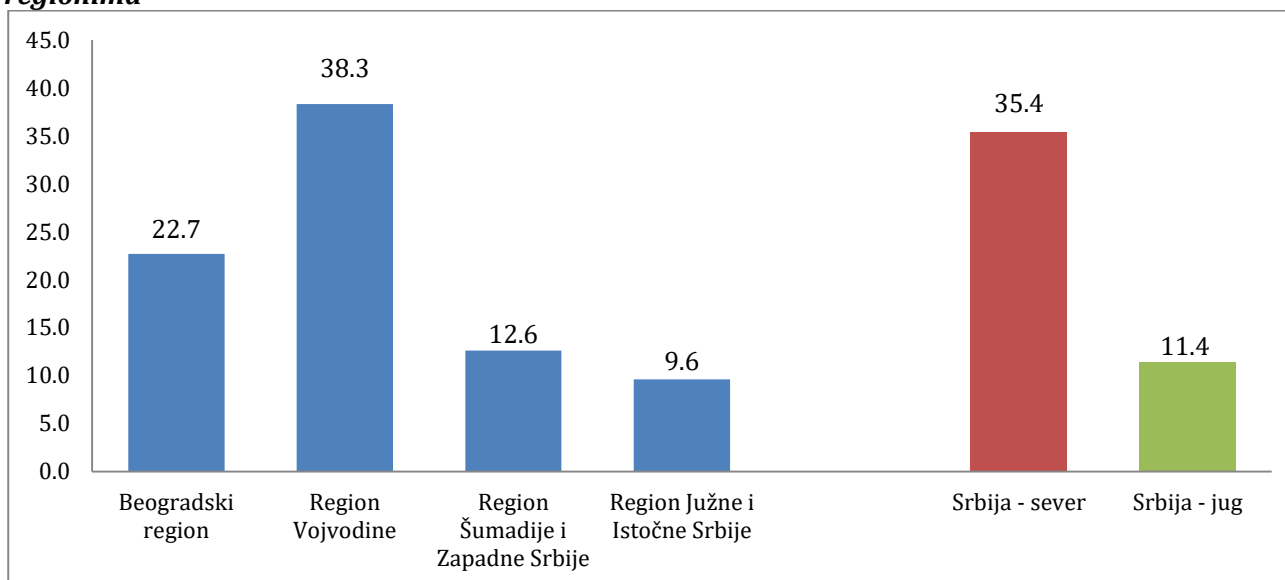
Grafikon 64. Učešće UG muznih krava u ukupnom broju UG na gazdinstvu za period 2015-2019. godine



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Najveći broj UG muznih krava figurira na gazdinstvima u okviru regiona Srbija – sever (35,4), dok je taj broj na nivou regiona Srbija – jug na znatno nižem nivou i iznosi 11,4. Detaljnijim uvidom u prosečan broj UG muznih krava, evidentno je da gazdinstva sa teritorije Vojvodine dominiraju sa 38,3 UG muznih krava po gazdinstvu za posmatrani petogodišnji period. S druge strane, najmanji broj UG muznih krava po gazdinstvu karakterističan je za gazdinstva sa teritorije Južne i Istočne Srbije (9,6) (grafikon 65).

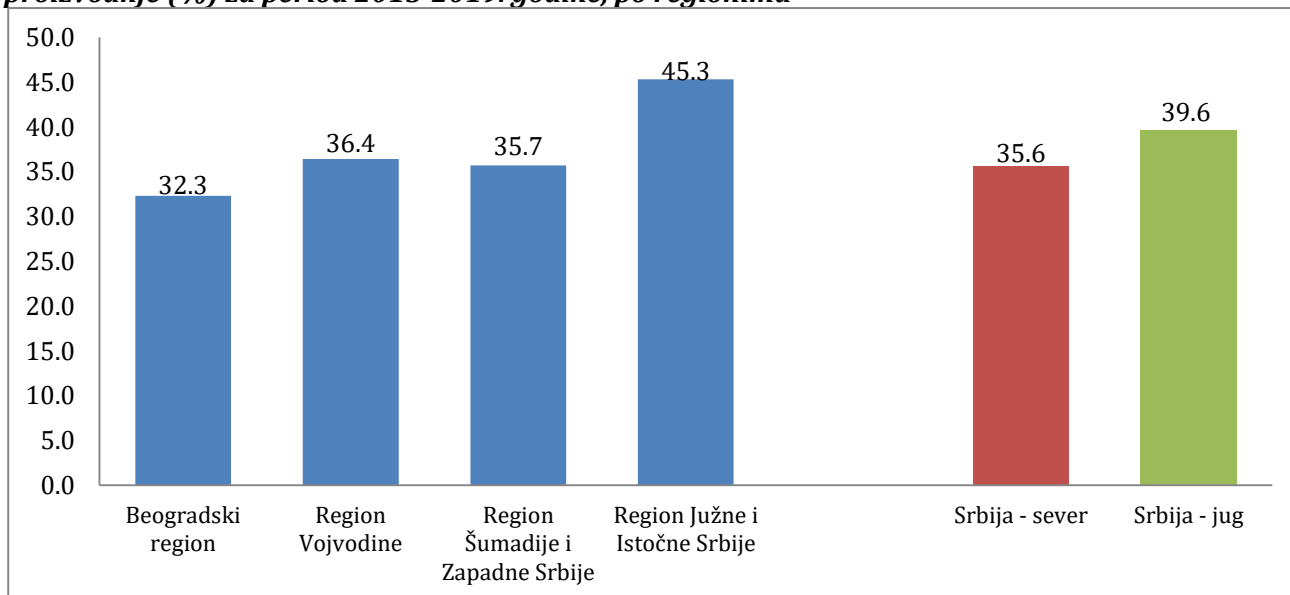
Grafikon 65. Prosečan broj UG muznih krava po gazdinstvu za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Šesta varijabla se odnosi na sopstvenu biljnu proizvodnju koja ima za cilj da pokrije potrebu muznih krava za kabastom hranom (grafikon 66). Varijabla je predstavljena kao udeo vrednosti proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima poljoprivredne proizvodnje. Prosečno učešće na nivou cele Srbije iznosilo je 38,7%. Na teritoriji Južne i Istočne Srbije posmatrano učešće je bilo na nešto višem nivou u odnosu na ostale regione i iznosilo je 45,3%. U ostalim regionima posmatrano učešće se kretalo u intervalu od 32,3 do 36,4%.

Grafikon 66. Prosečno učešće vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima proizvodnje (%) za period 2015-2019. godine, po regionima

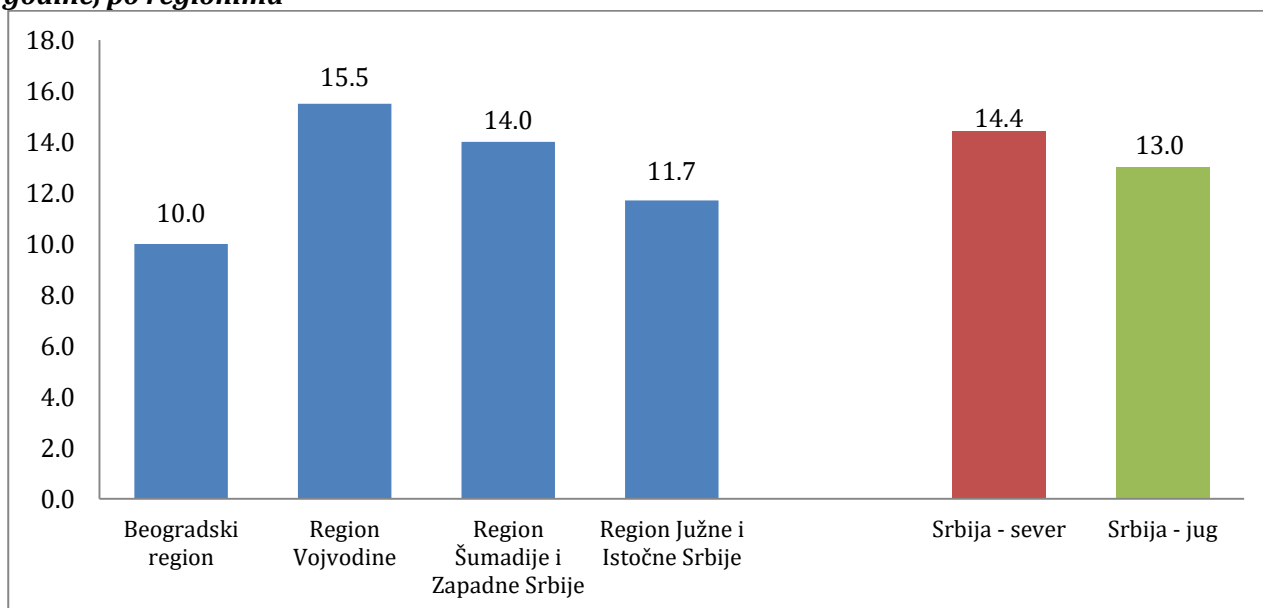


Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Poslednje dve varijable u modelu tehničke (ne)efikasnosti odnose se na faktore od uticaja koji su van kontrole gazdinstva. U pitanju su uticaj ekonomskih mera agrarne politike i regionalna pripadnost gazdinstava.

Grafikon 67 daje prikaz prosečnog učešća tekućih subvencija u ukupnim prihodima posmatranih gazdinstava po regionima. Na nivou cele Srbije, prosečno učešće tekućih subvencija u ukupnim prihodima gazdinstva iznosilo je 13,4%. Primetno je da su se nešto značajnije izdvajala gazdinstva sa teritorije Vojvodine gde je prosečno učešće tekućih subvencija u ukupnim prihodima bilo na nivou od 15,5%. S druge strane, najmanji nivo učešća tekućih subvencija u ukupnom prihodu zabeležen je u Beogradu (10,0%). Razlike između regiona Srbije – sever i Srbije – jug su minimalne.

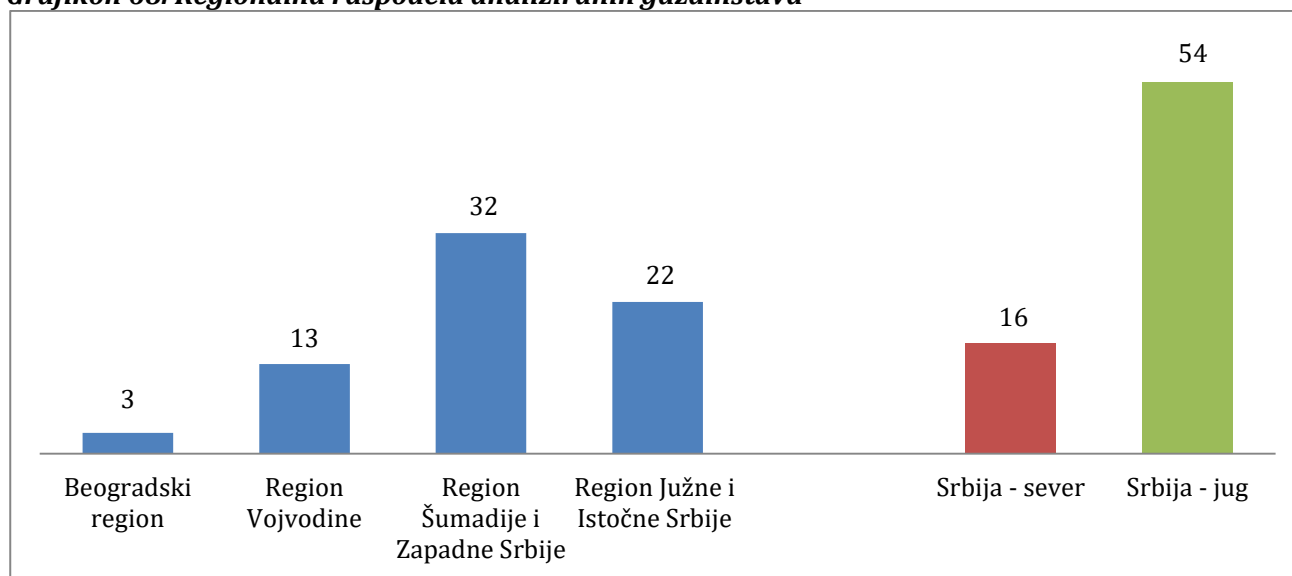
Grafikon 67. Prosečno učešće tekućih subvencija u ukupnom prihodu (%) za period 2015-2019. godine, po regionima



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u skladu sa teritorijalnom raspodelom na NUTS2 I NUTS 2 nivou prikazana je na grafikonu 68. Najveći broj analiziranih gazdinstava figurirao je u Šumadiji i Zapadnoj Srbiji, 32 gazdinstva (45,7%). S druge strane, najmanji broj gazdinstava koji je ušao u analizu figurira na teritoriji Beograda, svega 3 gazdinstva. Kao što je već navedeno, za potrebe FADN uzorka, regionalna podela je izvršena na Srbiju – sever i Srbiju – jug, pa je za potrebe analize bitno istaći da 16 gazdinstava (22,9%) pripada regionu Srbija – sever, dok 54 gazdinstva (77,1%) pripada regionu Srbija – jug.

Grafikon 68. Regionalna raspodela analiziranih gazdinstava



Izvor: obrada autora na osnovu FADN podataka

5.2. Ocena modela stohastičke granične proizvodne funkcije poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji za period 2015-2019. godine

U skladu sa detaljno predstavljenoj metodologijom istraživanja u delu 4.3., kao i raspoloživim podacima na osnovu kojih su definisane varijable od interesa, izvršena je ocena izdvojenih šest klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji. Kao što je već navedeno, raspoloživi podaci se odnose na 70 gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, za period od 2015. do 2019. godine.

U prvoj fazi ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, sa ciljem da se oceni tehnička efikasnost posmatranih gazdinstava, u okviru svih šest klasa modela uvrštena je jedna zavisno promenljiva i pet nezavisno promenljivih. Kao zavisno promenljiva koja predstavlja ostvareni autput, izdvojena je varijabla koja se odnosi na ukupnu vrednost poljoprivredne proizvodnje po UG stoke. S druge strane, kao nezavisno promenljive koje predstavljaju angažovane inpute u modelima proizvodne funkcije, uvrštene su varijable koje se odnose na: angažovani rad (GJR/UG stoke) u oznaci *R*, raspoloživi kapital (EUR/UG stoke) u oznaci *K*, ukupne troškove proizvodnje (EUR/UG stoke) u oznaci *UT*, korišćeno poljoprivredno zemljište (ha) u oznaci *KPZ* i vreme u oznaci *Godina*.

Varijabla koja se odnosi na vreme je uključena u model kako bi se ispitalo da li se proizvodni rezultat značajnije menjao za posmatrani period s obzirom na to da u pojedinim modelima nije moguće oceniti eventualno prisustvo tehničkog progressa. Takođe, bitno je istaći da model sadrži jednu kvazi fiksnu promenljivu koja se odnosi na korišćeno poljoprivredno zemljište.

Samim tim, posmatrana varijabla je predstavljena kao apsolutni pokazatelj (u ha), za razliku od ostalih relativnih pokazatelja izraženih po jedinici raspoložive stoke. Uvođenje relativnih pokazatelja iskazanih po UG stoke, ima za cilj smanjenje varijabiliteta korišćenih pokazatelja, čime se kontroliše heteroskedastičnost slučajne greške modela.

Kako je u drugoj fazi ocene modela cilj kvantifikovati uticaj različitih faktora na ostvarenu tehničku efikasnost, dodatno izdvojene varijable se odnose na: stepen obučenosti donosioca odluka na gazdinstvu (dihotomna kategorijalna promenljiva), godine starosti donosioca odluka na gazdinstvu, vlasništvo nad sredstvima za proizvodnju kao što su rad i zemljište (dihotomne kategorijalne promenljive), regionalna pripadnost gazdinstava (dihotomna kategorijalna promenljiva), veličinu gazdinstava (broj uslovnih grla muznih krava na gazdinstvu), udeo tekućih subvencija u ukupnom prihodu (u %) i udeo troškova proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima proizvodnje (u %).

Ocenjeni modeli stohastičke granične proizvodne funkcije koji su predstavljeni u nastavku, mogu se podeliti na modele koji pretpostavljaju vremenski invarijantnu, odnosno vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost. Najpre su predstavljeni rezultati ocene modela koji polaze od pretpostavke da tehnička (ne)efikasnost ostaje nepromenjena u dimenziji vremena. Ocenjeni su panel modeli fiksnih i stohastičkih efekata gde prethodno nije definisana pretpostavka o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost (I klasa modela).

Uvođenjem pretpostavke o raspodeli komponente koja se odnosi na vremenski invarijantnu tehničku neefikasnosti, metod ocene se svodi na metod maksimalne verodostojnosti što predstavlja glavnu odliku modela II klase. U skladu sa pregledom sličnih empirijskih istraživanja koja se odnose na panel podatke, razmatrane teorijske raspodele su polunormalna i trankirana-normalna. Navedenim modelima je zajedničko to da je tehnička neefikasnost obuhvaćena individualnim efektima, što dovodi do toga da ni tehnički progres nije moguće oceniti. Samim tim, u model je uvrštena posebna varijabla koja predstavlja trend i koja ima za cilj da utvrdi da li se produktivnost posmatranih poljoprivrednih gazdinstava menjala tokom vremena.

Drugi deo rezultata istraživanja odnosi se na ocenu modela stohastičke granične proizvodne funkcije uz pretpostavku da je tehnička (ne)efikasnost vremenski varijabilna. U okviru modela stohastičke granične proizvodne funkcije gde je tehnička (ne)efikasnost vremenski varijantna, izdvaja se veći broj modela koje je moguće grupisati u dodatne četiri klase modela (III, IV, V i VI klasa modela). Navedeni modeli se pored uključivanja vremenske dimenzije prilikom ocene tehničke (ne)efikasnosti, međusobno razlikuju i u broju komponenti koje je moguće oceniti, a koje determinišu krajnju ocenu tehničke (ne)efikasnosti. Na taj način, obezbeđuje se mogućnost odvojene ocene tehničke (ne)efikasnosti i individualnih efekata, ali i ocene elemenata ukupne tehničke (ne)efikasnosti (perzistentne i rezidualne tehničke (ne)efikasnosti).

U cilju jednostavnije ocene modela, u modelima proizvodnih funkcija izvršena je logaritamska transformacija. S tim u vezi, preračunate su logaritamske vrednosti posmatranih varijabli koje su dalje korišćene u modelima stohastičke granične proizvodne funkcije. Radi lakšeg prepoznavanja, primarnim oznakama za korišćene varijable dodat je prefiks *ln*.

Bez obzira na klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije koji se ocenjuje, potrebno je da određene pretpostavke budu ispunjene kako bi se dobile ocene sa poželjnim svojstvima. S tim u vezi, jedna od osnovnih pretpostavki odnosi se na izbegavanje prisustva štetne multikolinearnosti u modelu proizvodne funkcije.

U tabeli 22 predstavljene su vrednosti *VIF* pokazatelja za korišćene nezavisno promenljive u modelu, koje ukoliko su veće od 10 (prema pojedinim autorima 5) ukazuju na prisustvo štetne multikolinearnosti. Pored *VIF* pokazatelja, u tabeli su predstavljene i recipročne vrednosti ovog pokazatelja (vrednosti *TOL* pokazatelja). Recipročna vrednost *VIF* pokazatelja od 0,1, ekvivalentna je vrednosti 10 za *VIF*.¹⁶⁹

Tabela 22. Provera prisustva multikolinearnosti (*VIF* i *TOL*)

<i>Varijabla</i>	<i>VIF</i>	<i>TOL</i>
<i>lnR</i> (rad)	2,55	0,3929
<i>lnKPZ</i> (KPZ)	2,18	0,4595
<i>lnUT</i> (ukupni troškovi)	1,59	0,6290
<i>lnK</i> (kapital)	1,56	0,6405
<i>Godina</i>	1,04	0,9632
Prosek	1,78	0,6170

Izvor: obrada autora

Kako se vrednosti *VIF* pokazatelja za sve nezavisno promenljive kreću u intervalu od 1,04 do 2,55, što je daleko manje od 5 ili 10, može se zaključiti da korišćeni podaci nisu opterećeni prisustvom štetne multikolinearnosti, tako da sa tog aspekta bez problema mogu biti uvršteni u model.

5.2.1. Ocena I klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Analiza tehničke (ne)efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, započeta je ocenom I klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije, koja se zasniva na pretpostavci da je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna. Konkretno, ocenjeni su modeli I klase u fiksnoj i stohastičkoj specifikaciji. Tabela 23 predstavljena u nastavku, pruža uvid u modele fiksnih i slučajnih efekata.

Tabela 23. Ocena modela fiksnih i slučajnih efekata (I klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model fiksnih efekata		Model slučajnih efekata	
		Ocena	Standardna greška	Ocena	Standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,0180 ^a	0,6937	3,1968 ^a	0,4112
β_1	<i>lnR</i> (rad)	-0,0639	0,0728	0,0428	0,0375
β_2	<i>lnK</i> (kapital)	0,2708 ^a	0,0730	0,1056 ^b	0,0453
β_3	<i>lnUT</i> (ukupni troškovi)	0,3310 ^a	0,0556	0,4794 ^a	0,0407
β_4	<i>lnKPZ</i> (KPZ)	-0,0786	0,0846	0,0498	0,0326
β_5	<i>Godina</i>	0,0552 ^a	0,0083	0,0468 ^a	0,0081
	σ_u		0,2482		0,1505
	σ_v		0,1998		0,1998
	$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		1,2420		0,7534
	$\rho = \sigma_u^2 / \sigma^2$		0,6067		0,3621
Broj opservacija			350		350
Broj gazdinstava			70		70
^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$					
^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$					

Izvor: obrada autora

Ocenjeni modeli fiksnih i stohastičkih efekata, uz pretpostavku da je komponenta koja se odnosi na tehničku (ne)efikasnost vremenski invarijantna, pokazuju slične rezultate u pogledu statističke značajnosti varijabli koje definišu proizvodnu funkciju. U modelu fiksnih efekata, visoku statističku značajnost pokazuju varijable koje se odnose na raspoloživi kapital, ukupne troškove i trend.

¹⁶⁹ Pallant Julie (2020), *A Step by Step Guide to Data Analysis Using IBM SPSS*, Taylor & Francis Group, London.

Ocenjeni regresioni koeficijenti ukazuju na eventualno povećanje ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke za 0,27% i 0,33% u slučaju povećanja kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke za 1% respektivno. Varijabla koja se odnosi na vreme, takođe pokazuje statističku značajnost i može se interpretirati kao prisustvo tehničkog progressa, odnosno poboljšanja prosečne produktivnosti za 5,52% na godišnjem nivou.

S druge strane, kod modela slučajnih efekata, iste nezavisno promenljive pokazuju statističku značajnost, s tim da je varijabla koja se odnosi na kapital, statistički značajna tek na pragu značajnosti $\alpha=0,05$. S tim u vezi, ocenjen je eventualni rast ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke od 0,11% za 1% rasta kapitala po UG stoke. Kada je reč o ukupnim troškovima po UG stoke, povećanje utroška po jedinici kapaciteta za 1% dovodi do povećanja ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke za 0,48%. Takođe, ocenjeni prosečni godišnji rast produktivnosti je na nešto nižem nivou u odnosu na model fiksnih efekata i iznosi 4,68%. Pored navedenog, bitno je istaći da kod oba modela angažovani rad i korišćeno poljoprivredno zemljište nemaju statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje.

Parametar λ ($\lambda = \sigma_u/\sigma_v$), koji u metodološkom smislu ukazuje na to u kojoj meri dobijeni reziduali proizilaze iz ostvarene neefikasnosti iznose 1,2420 i 0,7534 za modele fiksnih i slučajnih efekata, respektivno. Pokazatelj λ koji se odnosi na model fiksnih efekata veći je od 1, što znači da u modelu fiksnih efekata ima smisla vršiti dalja ispitivanja sa aspekta uzroka ostvarene tehničke neefikasnosti, dok se isti zaključak ne može izvesti za model slučajnih efekata, usled vrednosti parametra λ koji je manji od 1. U prilog navedenom govori i vrednost parametra ρ ($\rho = \sigma_u^2/\sigma^2$), koji reprezentuje deo ukupnog varijabiliteta za koji se može reći da je posledica tehničke neefikasnosti.¹⁷⁰ Primetno je da je 60,7% ukupnog varijabiliteta modela fiksnih efekata moguće objasniti kao posledicu tehničke neefikasnosti, dok je taj procenat na znatno nižem nivou kod modela slučajnih efekata (36,2%).

Dobijene ocene parametara λ i ρ , mogu pružiti smislen trag s aspekta odbacivanja adekvatne specifikacije modela, u ovom slučaju u korist modela fiksnih efekata. Ipak, u cilju konkretnog odabira adekvatne specifikacije modela (fiksne ili stohastičke), u nastavku analize sproveden je *Hausman*-ov test čija test statistika iznosi 27,09, što je veće od kritične vrednosti χ^2 raspodele za 5 stepeni slobode i prag značajnosti $\alpha=0,01$, koja iznosi 15,086. Samim tim, polazna pretpostavka da je odgovarajuća specifikacija modela stohastičkog karaktera, može se odbaciti. Dakle, odgovarajući model stohastičke granične proizvodne funkcije u slučaju vremenski invarijantne tehničke (ne)efikasnosti koja se ne zasniva na određenoj teorijskoj raspodeli (I klasa modela), predstavlja model fiksnih efekata. U praktičnom smislu, odabir modela fiksnih efekata ukazuje na to da je vremenski invarijantna tehnička neefikasnost deo slobodnog člana modela, odnosno da je obuhvaćena individualnim efektima koji predstavljaju heterogenost između poljoprivrednih gazdinstava.

S obzirom na izbor modela stohastičke granične proizvodne funkcije u fiksnoj specifikaciji, u cilju predstavljanja adekvatnog modela čije ocene poseduju poželjna svojstva, izvršena su dodatna testiranja koja se odnose na proveru ispunjenosti polaznih pretpostavki kao što su homoskedastična varijansa, odsustvo autokorelacije i nezavisnost panela. Provera ispunjenosti pretpostavke o konstantnoj varijansi σ_v^2 sprovedena je modifikovanim *Wald*-ovim testom specijalizovanim za modele fiksnih efekata, koji prati χ^2 raspodelu sa brojem stepeni slobode koji odgovara ukupnom broju jedinica posmatranja. Nulta hipoteza *Wald*-ovog testa glasi da je varijansa slučajne greške modela homoskedastična. S druge strane, iako je problem zavisnosti panela svojstven dugim modelima, što znači da je za očekivati da pretpostavka o nezavisnosti panela bude ispunjena, sproveden je *Pesaran*-ov *CD* test nezavisnosti panela. Nulta hipoteza *Pesaran*-ovog *CD* testa glasi da su panel podaci nezavisni.

¹⁷⁰ Battese G.E. & Corra G.S. (1977), *Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia*, Australian Journal of Agricultural Economics Vol.21, pp. 169-179.

Takođe, kako se radi o kratkim panel podacima, za očekivati je i odsustvo autokorelacije prvog reda, odnosno ispunjenosti pretpostavke koja se odnosi na odsustvo autokorelacije. Sproveden je *Wooldridge*-ov test prilagođen panel podacima, gde nulta hipoteza glasi da autokorelacija prvog reda nije pristuna.

U tabeli 24, predstavljeni su rezultati navedenih testova kojima se ispituju pretpostavke karaktersitične za panel modele u fiksnoj specifikaciji. Ispunjenost polaznih pretpostavki je proverena na pragu značajnosti $\alpha=0,05$.

Tabela 24. Testovi ispunjenosti pretpostavki panel modela u fiksnoj specifikaciji (model I klase)

Test	Nulta hipoteza	Test statistika	p-vrednost	Rezultat
Modifikovani <i>Wald</i> -ov test heteroskedastičnosti	Homoskedastična varijansa modela	$\chi^2(70) = 35.613,41$	0,0000	H ₀ se odbacuje
<i>Peseran</i> -ov <i>CD</i> test nezavisnosti panela	Nezavisni paneli	$CD = -0,4010$	0,6883	H ₀ se prihvata
<i>Wooldridge</i> -ov test autokorelacije	Odsustvo autokorelacije prvog reda	$F_{(1,69)} = 3,070$	0,0842	H ₀ se prihvata

Izvor: obrada autora

Na osnovu sprovedenih testova može se zaključiti da model fiksnih efekata poseduje heteroskedastičnu varijansu, σ_{vi}^2 . Samim tim, u nastavku analize, a sve u cilju precizne ocene modela fiksnih efekata, predstavljen je model sa robusnom standardnom greškom. S druge strane, pretpostavke koje se odnose na nezavisnost panela i odsustvo autokorelacije su ispunjene. Model fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom predstavljen je u tabeli 25.

Rezultati ocene modela fiksnih efekata sa robusnom slučajnom greškom, ukazuju na visoku statističku značajnost regresionih parametara koji idu uz varijable koje se odnose na ukupne troškove po UG stoke i trend. Uz porast ukupnih troškova proizvodnje po UG stoke za 1%, ocenjuje se rast ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke za 0,35%. S druge strane, ocenjeni prosečni godišnji rast produktivnosti iznosi 5,52%. Pored navedenih varijabli, statističku značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$ pokazuje i promenljiva koja se odnosi na ukupan kapital/UG stoke. Ocenjeni rast ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke analiziranih gazdinstava, nalazi se na nivou od 0,27% za 1% rasta ukupnog kapitala/UG stoke.

Tabela 25. Ocena modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (I klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom	
		Ocena	Robusna standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,0180 ^a	1,1058
β_1	<i>lnR (rad)</i>	-0,0639	0,0827
β_2	<i>lnK (kapital)</i>	0,2708 ^b	0,1116
β_3	<i>lnUT (ukupni troškovi)</i>	0,3310 ^a	0,0859
β_4	<i>lnKPZq (KPZ)</i>	-0,0786	0,0900
β_5	<i>Godina</i>	0,0552 ^a	0,0089
	σ_u		0,2482
	σ_v		0,1998
	$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		1,2420
	$\rho = \sigma_u^2 / \sigma^2$		0,6067
Broj opservacija			35
Broj gazdinstava			70

^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$

^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$

Izvor: obrada autora

Iako parametri λ i ρ imaju vrednosti koje ukazuju na opravdanost ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, u nastavku analize modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom, izvršena je provera pretpostavke da je komponenta koja se odnosi na tehničku neefikasnost (u_i) negativno asimetrična. Dobijeni rezultati ukazuju na negativnu asimetričnost komponente u_i koja se statistički značajno razlikuje od normalne raspodele, što je kod ocene tehničke efikasnosti poželjan scenario.

Mera asimetrije komponente u_i je na nivou od -0,7533. Statistička značajnost je potvrđena i dodanim testovima.¹⁷¹ U oba slučaja odbačena je nulta hipoteza o normalnoj raspodeli komponente u_i na pragu značajnosti $\alpha = 0,01$ ($\chi^2(2) = 38,47$ i $M3T = -5,7535$, respektivno).

U skladu sa prethodno navedenim, ocena vremenski invarijantne tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, na osnovu modela fiksnih efekata, predstavljena je u tabeli 26.

Tabela 26. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (vremenski invarijantna tehnička (ne)efikasnost)

	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Tehnička efikasnost	350	0,6304	0,1454	0,2593	1,0000

Izvor: obrada autora

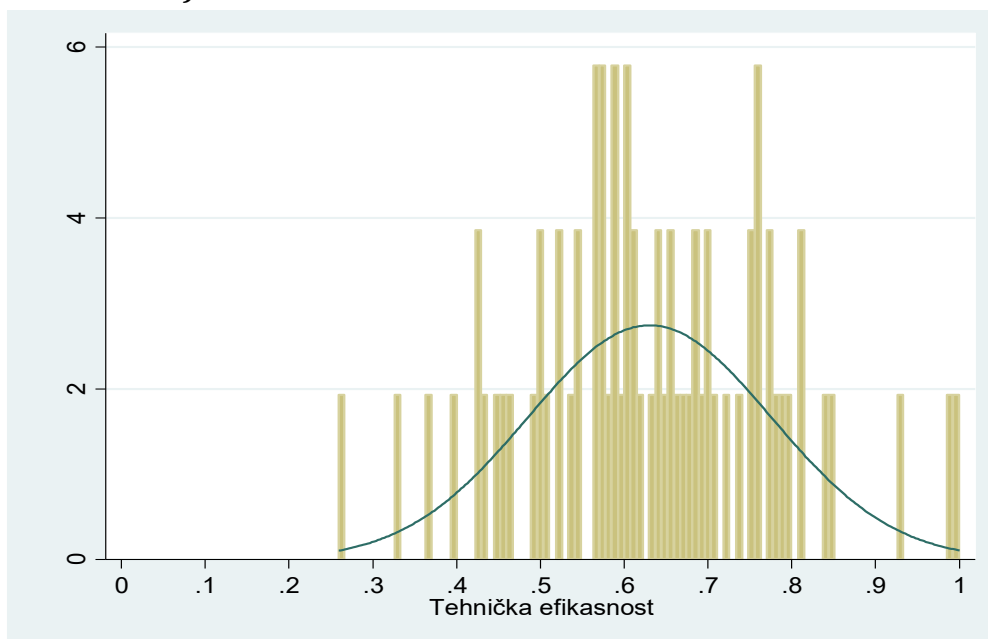
Utvrđeno je da je prosečna tehnička efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka na nivou od 63,04%. Dobijeni rezultat ukazuje na to da posmatrana gazdinstva mogu povećati vrednost proizvodnje po UG stoke u proseku za 36,96% uz postojeći nivo angažovanih inputa. Takođe, primetno je da postoji visok stepen varijabiliteta između dobijenih rezultata na nivou gazdinstava. Minimalan nivo tehničke efikasnosti iznosi 25,93%, što je znatno manje od tehnički efikasnog gazdinstva ($TE=100\%$) koje je identifikovano u regionu Srbija - jug.

Grafikon 69 predstavljen u nastavku, pruža uvid u raspodelu gazdinstava prema ostvarenoj tehničkoj efikasnosti. Primetno je da raspodela ostvarene tehničke efikasnosti prati normalnu raspodelu, tako da najveći broj gazdinstava ostvaruje prosečnu ocenu tehničke efikasnosti koja je bliska srednjoj vrednosti za ceo uzorak. Ocenjena tehnička efikasnost za posmatrana gazdinstva, u okviru interkvartilne razlike, kreće se u intervalu od 54,1% do 73,7%, dok je koeficijent interkvartilne razlike na nivou od 15,30%.

¹⁷¹Coelli T. (1995), *Estimators and Hypothesis Tests for Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 6, No. 4, pp. 247-268.

D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr. (1990), *A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality*, The American Statistician, Vol. 44, pp. 316-321.

Grafikon 69. Ocena tehničke efikasnosti iz modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom (I klasa modela)



Izvor: obrada autora

Analiza strukture ocenjene tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, dobijene na osnovu izdvojenog modela I klase stohastičke granične proizvodne funkcije, predstavljena je na grafikonu 70. Analiza koja je sprovedena u skladu sa izdvojenim faktorima od uticaja na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost posmatranih gazdinstava, a koji su predstavljali osnovu za formiranje radnih hipoteza, ukazuje na izvesne razlike u ostvarenim vrednostima tehničke efikasnosti. Utvrđene razlike je potrebno interpretirati uz poseban oprez, jer posmatrana klasa modela ne dozvoljava ispitivanje statističke značajnosti dodatno objašnjavajućih varijabli na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost. Samim tim, razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti su predstavljene na bazi deskriptivne statistike.

Utvrđeno je da u proseku veću tehničku efikasnost postižu gazdinstva čiji su donosioci odluka pohađali neki vid obuke u prethodnom periodu u odnosu na one proizvođače koji se oslanjaju isključivo na sopstveno iskustvo (grafikon 70a).

Prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava čiji su donosioci odluka pohađali neki vid obuke u prethodnom periodu iznosi 65,1%, za razliku od 62,6% koliko iznosi prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava čiji se proizvođači oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo.

Takođe, utvrđeno je da u proseku veću ocenu tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva koja figuriraju na teritoriji regiona Srbija – sever, gde je prosečna vrednost tehničke efikasnosti za period 2015-2019. godine na nivou od 66,5%, dok je isti pokazatelj na teritoriji regiona Srbija – jug na nivou od 62,0% (grafikon 70b).

Iako je za očekivati da su proizvođači koji se u radu oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu, više motivisani za postizanjem visokog nivoa tehničke efikasnosti u odnosu na ona gazdinstva gde figurira i dodatna radna snaga, rezultati analize ukazuju upravo na suprotno (grafikon 70c). Prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava koji se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu kreće se u intervalu od 60,1% do 60,5% za posmatrani petogodišnji period. S druge strane, gazdinstva u okviru kojih je angažovana dodatna plaćena radna snaga, ostvaruju nešto višu tehničku efikasnost, čija se prosečna vrednost, za period od 2015-2019. godine, kreće u intervalu od 68,5% do 69,5%.

Slična raspodela prosečne vrednosti tehničke efikasnosti važi i kada je reč o vlasništvu nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem (grafikon 70d). Prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava koja raspolažu sa zemljištem koje se isključivo nalazi u njihovom vlasništvu kreće se u intervalu 59,9% do 62,7%. S druge strane, gazdinstva koja pored sopstvenog zemljišta obrađuju i površine koje se nalaze u zakupu, ostvaruju nešto višu prosečnu vrednost tehničke efikasnosti koja se kreće u intervalu od 63,2% do 64,7%.

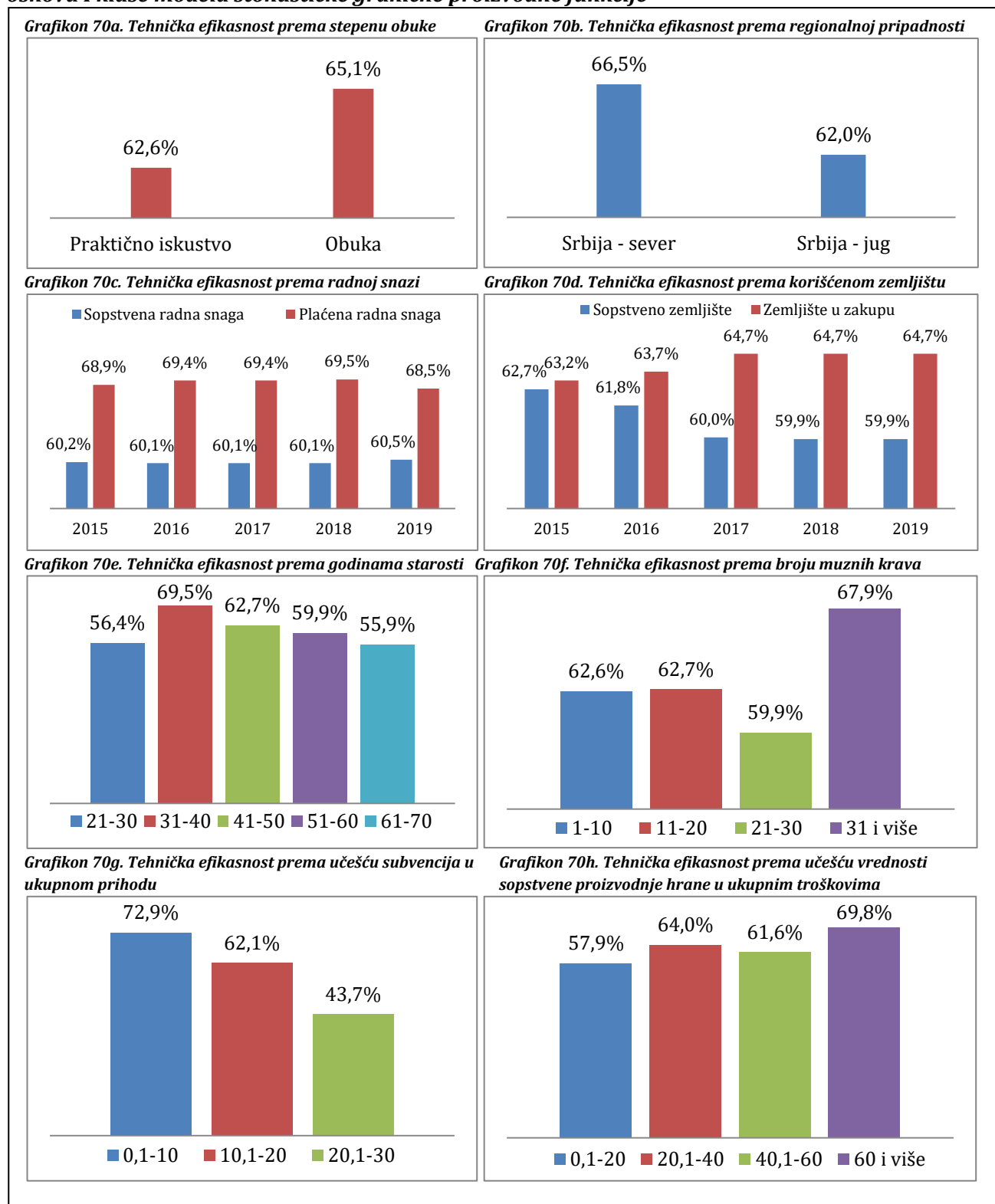
Analizirajući ostvarenu tehničku efikasnost prema prosečnom broju godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu (grafikon 70e), utvrđeno je da najveću vrednost tehničke efikasnosti ostvaruju proizvođači koji imaju između 31 i 40 godina starosti (69,5%). S druge strane, najstariji proizvođači (61-70 godina starosti) su i najmanje efikasni (prosečna vrednost tehničke efikasnosti od 55,9%).

U skladu sa očekivanjima, gazdinstva koja raspolažu sa najvećim brojem muznih krava, ostvarila su najveći stepen tehničke efikasnosti (grafikon 70f). Na gazdinstvima u okviru kojih figurira 31 i više muznih krava, vrednost prosečne tehničke efikasnosti nalazi se na nivou od 67,9% za posmatrani period. Interesantno, kategorija proizvođača koji raspolažu sa 21-30 muznih krava, predstavlja grupu sa najmanjom prosečnom ocenom tehničke efikasnosti (59,9%). Gazdinstva koja raspolažu sa u proseku 1-10 i 11-20 muznih krava ostvaruju prosečnu vrednost tehničke efikasnosti koja iznosi 62,6% i 62,7% respektivno.

Na osnovu rezultata analize, evidentno je da kako raste učešće ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu posmatranih gazdinstava (grafikon 70g), prosečna vrednost tehničke efikasnosti za posmatrani period opada. Najveću prosečnu vrednost tehničke efikasnosti (72,9%), postigla su gazdinstva gde je učešće primljenih subvencija u ukupnom prihodu na nivou od 0,1-10%. S druge strane, tamo gde subvencije u najvećoj meri učestvuju u ukupno ostvarenom prihodu (20,1-30% učešća), prosečna vrednost tehničke efikasnosti se nalazi na najnižem nivou (43,7%).

Kako je varijabla koja se odnosi na ukupne troškove u okviru prve klase modela statistički značajna, važno je sagledati i u kojoj meri učešće vrednosti proizvodnje kabaste hrane u ukupnim troškovima proizvodnje profiliše ostvarenu tehničku efikasnost (grafikon 70h). Utvrđeno je da kako raste učešće vrednosti sopstvene proizvodnje hrane za stoku u ukupnim troškovima proizvodnje, raste i prosečno ostvarena vrednost tehničke efikasnosti. S tim u vezi, najveću prosečnu vrednost tehničke efikasnosti beleže gazdinstva gde je posmatrano učešće veće od 60% (69,8%). S druge strane, gazdinstva gde je posmatrano učešće na nivou nižem od 20%, postižu znatno manju vrednost tehničke efikasnosti, čija se prosečna vrednost za posmatrani period nalazi na nivou od 57,9%.

Grafikon 70. Raspodela tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu I klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije



Izvor: obrada autora

5.2.2. Ocena II klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Osnovna karakteristika prethodno ocenjenih modela jeste da se ne zasnivaju na pretpostavci o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost u_i . Uvođenjem pretpostavke o raspodeli komponente u_i , model stohastičke granične proizvodne funkcije moguće je oceniti metodom maksimalne verodostojnosti. Takođe, uvođenjem pretpostavke o raspodeli komponente u_i , otvara se mogućnost kvantifikovanja uticaja različitih faktora na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost. Ipak, kako su u pitanju modeli za vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost, neophodno je uzeti u obzir da dodatno uključene varijable takođe moraju biti vremenski invarijantne.

Ocena modela stohastičke granične proizvodne funkcije, pod pretpostavkom da komponenta u_i prati neku od teorijskih raspodela, izvršena je ocenom modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu odnosno trankiranu-normalnu teorijsku raspodelu. U slučaju da komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu, važe sledeće pretpostavke: $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ i $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$. Uvođenjem pretpostavke o trankiranoj-normalnoj teorijskoj raspodeli za komponentu u_i , gde važi $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ i $\mu = z_i' \delta$, pruža se mogućnost ocene uticaja dodatnih z_i objašnjavajućih vremenski invarijantnih varijabli na ostvarenu tehničku neefikasnost. S tim u vezi, u model su uvrštene dve dodatne vremenski invarijantne objašnjavajuće varijable koje se odnose na stepen obuke poljoprivrednih proizvođača (u oznaci *Obuka* jer se radi o kategorijalnoj varijabli) i pripadnost odgovarajućem regionu (u oznaci *Region*, takođe kategorijalnoj varijabli).

Tabela 27 predstavljena u nastavku daje rezultate ocenjenih modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu, odnosno trankiranu-normalnu raspodelu. U modelu polu-normalne raspodele, statističku značajnost pokazuju varijable koje se odnose na ukupan kapital po UG stoke, ukupne troškove po UG stoke i trend. Sa povećanjem ukupnog kapitala po UG stoke za 1%, ocenjeni rast ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke iznosi 0,12%. Ocenjeni rast ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke za povećanje ukupnih troškova po UG stoke za 1% iznosi 0,49%. Takođe, ocenjeni prosečni godišnji rast produktivnosti iznosi 4,61%.

Kada je reč o modelu gde komponenta u_i prati trankiranu-normalnu raspodelu, statističku značajnost pokazuju iste varijable (ukupan kapital po UG stoke, ukupni troškovi po UG stoke i trend). Sa povećanjem ukupnog kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke, može se očekivati rast ukupne vrednosti poljoprivredne proizvodnje po UG stoke za 0,12 i 0,49% respektivno. Ocenjeni prosečni godišnji rast produktivnosti iznosi 4,61%. Kako su u model trankirane-normalne raspodele uvrštene i dodatne veštačke objašnjavajuće promenljive, utvrđeno je da stepen obuke i regionalna pripadnost gazdinstva nemaju statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost.

Tabela 27. Ocena modela polu-normalne i trankirane-normalne raspodele (II klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model polu-normalne raspodele		Model trankirane-normalne raspodele	
		Ocena	Standardna greška	Ocena	Standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,2596 ^a	0,3909	3,2541 ^a	0,4149
β_1	<i>lnR (rad)</i>	0,0408	0,0369	0,0582	0,0406
β_2	<i>lnK (kapital)</i>	0,1163 ^a	0,0453	0,1174 ^a	0,0454
β_3	<i>lnUT (ukupni troškovi)</i>	0,4915 ^a	0,0408	0,4939 ^a	0,0443
β_4	<i>lnKPZ (KPZ)</i>	0,0386	0,0346	0,0387	0,0362
β_5	<i>Godina</i>	0,0461 ^a	0,0080	0,0461 ^a	0,0081
Model tehničke neefikasnosti					
δ_0	<i>Slobodan član</i>	-	-	-0,4057	0,8129
δ_1	<i>Region (regionalna pripadnost)</i>	-	-	0,3322	0,4043
δ_2	<i>Obuka (stepen obuke)</i>	-	-	0,1254	0,2304
	σ_u		0,2605		0,2847
	σ_v		0,2033		0,2040
	$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$		1,2814		1,3956
	$\rho = \sigma_u^2/\sigma^2$		0,6215		0,6607
Broj opservacija		350		350	
Broj gazdinstava		70		70	
^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$					

Izvor: obrada autora

Izvedeni zaključak koji se odnosi na uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih ukazuje na potrebu za testiranjem statističke značajnosti komponente μ u modelu trankirane-normalne raspodele. Na taj način, dobiće se odgovor na pitanje koji model (model polu-normalne ili trankirane-normalne raspodele), više odgovara formulaciji stohastičke granične proizvodne funkcije, a sve u skladu sa raspoloživim podacima.

Sproveden je *LR* test izbora između modela polu-normalne ili trankirane-normalne raspodele, koji se oslanja na χ^2 raspodelu i polazi od nulte hipoteze ($H_0: \mu = 0$), što ukazuje na izbor modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu. Dobijena test statistika sprovedenog *LR* testa iznosi -2,5128, što je manje od odgovarajuće kritične vrednosti za prag značajnosti $\alpha=0,01$ koja iznosi 10,501. Na taj način, može se izvesti zaključak da prilikom definisanja modela stohastičke granične proizvodne funkcije kod analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, u slučaju da je tehnička (ne)efikasnost vremenski invarijantna, više odgovara model gde komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu.

Vrednost ocenjene tehničke efikasnosti na osnovu modela polu-normalne raspodele, na nivou uzorka iznosi 82,2% (tabela 28). Primetan je relativno širok interval varijacije, ali je koeficijent interkvartilne razlike na nivou od 8,90% što govori u prilog činjenici da se najveći broj gazdinstava grupiše oko uzoračkog proseka.

Tabela 28. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela polu-normalne raspodele (II klasa modela)

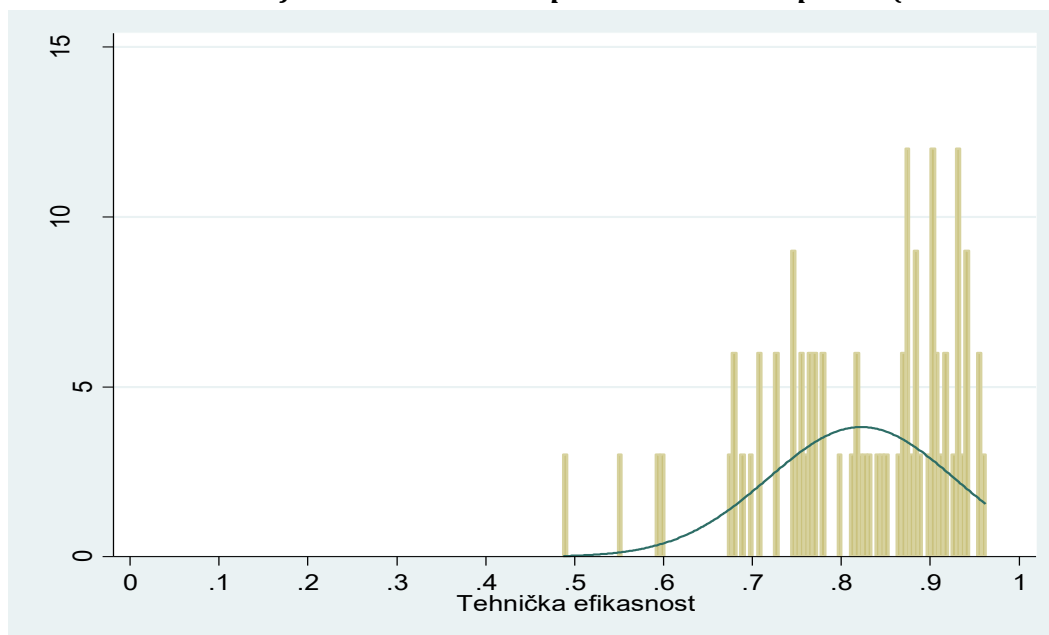
	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Tehnička efikasnost	350	0,8224	0,1044	0,4869	0,9624

Izvor: obrada autora

Struktura ostvarene tehničke efikasnosti kod modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu, nešto je drugačija u odnosu na prethodno definisani model I klase. Razlika se najbolje uočava preko grafičkog prikaza predstavljenog u nastavku.

Posmatrajući grafikon 71, može se uočiti da se značajan broj gazdinstava grupiše bliže granici efikasnosti, tako da gotovo polovina gazdinstava iz uzorka beleži prosečan godišnji nivo tehničke efikasnosti koji je iznad 85%.

Grafikon 71. Ocena tehničke efikasnosti iz modela polu-normalne raspodele (II klasa modela)



Izvor: obrada autora

U nastavku je predstavljena analiza ocenjene tehničke efikasnosti posmatranih poljoprivrednih gazdinstava na osnovu modela II klase, prema prethodno izdvojenim faktorima od uticaja koji proflišu tehničku (ne)efikasnost (grafikon 72).

Kada je reč o raspodeli tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava prema stepenu obuke donosioca odluka na gazdinstvu (grafikon 72a), utvrđene su minimalne razlike u prosečnim vrednostima tehničke efikasnosti, koje su za razliku od modela I klase na strani onih donosioca odluka koji se u svom radu oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo. Naime, prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava gde su donosioci odluka prethodno završili neki vid obuke iznosi 81,1%, dok je isti pokazatelj na nivou od 82,5% za gazdinstva čiji su se donosioci odluka oslanjali isključivo na sopstveno iskustvo. Kako su ovi rezultati izvedeni na osnovu II klase modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu, dobijeni rezultat je moguće povezati i sa rezultatima ocenjenog modela II klase, gde komponenta u_i prati trankiranu-normalnu raspodelu, a gde je utvrđeno da dodatno objašnjavajuća varijabla koja se odnosi na stepen obuke poljoprivrednih proizvođača nije statistički značajna.

Samim tim, na osnovu II klase modela može se pretpostaviti da stepen obuke nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji.

Grafikon 72. Raspodela vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu II klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije



Izvor: obrada autora

Slično, analizirajući razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka prema regionalnoj pripadnosti (grafikon 72b), utvrđeno je da prosečna vrednost ostvarene tehničke efikasnosti gazdinstava koja figuriraju na teritoriji Srbija-sever iznosi 84,8%, dok je isti pokazatelj za gazdinstva sa teritorije Srbija-jug na nivou od 81,5%.

Dakle, utvrđene razlike u ocenjenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava prema regionalnoj pripadnosti takođe su na minimalnom nivou. Kao i kod ispitivanja uticaja završene obuke na raspodelu tehničke efikasnosti, rezultate deskriptivne statistike modela gde komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu, moguće je uporediti sa dobijenim rezultatima II klase modela gde komponenta u_i prati trankiranu-normalnu raspodelu. Kako kod ocenjenog modela gde komponenta u_i prati trankiranu-normalnu raspodelu, varijabla koja se odnosi na regionalnu pripadnost gazdinstava nije statistički značajna, takođe se može pretpostaviti da regionalna pripadnost gazdinstava nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji.

Grafikon 72c ukazuje na to da se ocena tehničke efikasnosti gazdinstava koji su se pored sopstvenog rada oslanjali i na plaćenu radnu snagu, kretala u intervalu od 83,8% do 84,7% za period od 2015-2019. godine. S druge strane, gazdinstva koja su se isključivo oslanjala na sopstvenu radnu snagu, u proseku su ostvarivala tehničku efikasnost u intevalu od 81,1% do 81,5% za posmtrani petogodišnji period.

Kada je reč o raspodeli tehničke efikasnosti na osnovu vlasništva nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem, gazdinstva koja su obrađivala zemljište koje se isključivo nalazi u njihovom vlasništvu, ostvarila su veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na gazdinstva koja su raspolagala i sa zemljištem u zakupu i to za period 2015-2016. godine. Obrnut odnos je zabeležen u preostale tri godine analiziranog perioda, kada su nešto veću vrednost tehničke efikasnosti ostvarivala gazdinstva koja su u ukupan zemljišni fond uključivala i zemljište iz zakupa (grafikon 72d).

Takođe, na osnovu grafikon 72e, utvrđeno je da najveću ocenu tehničke efikasnosti beleže gazdinstva čiji donosioci odluka imaju između 31 i 40 godina starosti (86,2%), što se podudara i sa rezultatima analize I klase modela. S druge strane, najmlađi proizvođači su u proseku beležili i najmanju ocenu tehničke efikasnosti (73,7%), a sličan rezultat su zabeležili i nastariji proizvođači (76,0%).

Isto kao i kod I klase modela, gazdinstva koja raspolažu sa 31 i više muznih krava, u proseku su beležili najveću ocenu tehničke efikasnosti (82,9%). Najmanju ocenu tehničke efikasnosti (79,8%) ostvarila su gazdinstva koja raspolažu sa brojem muznih krava koja se kreće između 21 i 30 (grafikon 72f).

Posmatrajući ocenu tehničke efikasnosti prema učešću primljenih subvencija u ukupnom prihodu, primetno je da gazdinstva sa manjim učešćem, u proseku ostvaruju veću tehničku efikasnost. Kao i kod modela I klase, primetan je blagi trend pada ostvarene tehničke efikasnosti kako se učešće subvencija u ukupnom prihodu povećava (grafikon 72g). Najveću tehničku efikasnost ostvaruju gazdinstva čije učešće se kreće u intevalu od 0,1 do 10% (86,7%), dok manju tehničku efikasnost ostvaruju gazdinstva čije učešće subvencija se kreće u intervalima 10,1-20% i 20,1-30% (82,3% i 70,4% respektivno).

Slično, analizirajući raspodelu ostvarene tehničke efikasnosti prema učešću vrednosti proizvodnje kabaste hrane u ukupnim troškovima gazdinstava (grafikon 72h), primetno je da gazdinstva sa većim učešćem ostavruju i veću ocenu tehničke efikasnosti. Najveću prosečnu vrednost tehničke efikasnosti (87,2%), ostvaruju gazdinstava čije učešće je iznosilo preko 60%.

S druge strane, znatno manju tehničku efikasnost (77,3%), ostvaruju gazdinstva čije učešće vrednosti proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima izmosi između 0,1 i 20%. Izvedeni zaključak ukazuje na prisutnost visokog stepen vertikalne povezanosti između biljne i stočarske proizvodnje analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

Stepen slaganja između dobijenih ocena tehničke efikasnosti na osnovu dva izdvojena modela stohastičke granične proizvodne funkcije (modeli I i II klase), koji je predstavljen koeficijentom korelacije iznosi 0,8494. Dobijeni koeficijent korelacije jasno ukazuje na povezanost dobijenih rezultata koju je neophodno imati na umu prilikom interpretacije ocenjenih modela stohastičke granične proizvodne funkcije sa vremenski invarijantnom ocenom tehničke (ne)efikasnosti.

Ipak, uočena je značajna razlika u ukupnoj oceni tehničke efikasnosti dve posmatrane klase modela. S jedne strane, tehnička efikasnost na osnovu izdvojenog modela I klase iznosi 63,04%, dok je isti pokazatelj dobijen na osnovu izdvojenog modela II klase na nivou od 82,24%. Iako su zabeležene značajne razlike u ukupnoj oceni tehničke efikasnosti između I i II klase modela, primetna je slična raspodela ostvarene tehničke efikasnosti prema posebno izdvojenim faktorima od uticaja koji profilišu tehničku efikasnost, u prilog čemu dodatno govori i visok koeficijent korelacije između posmatranih ocena.

5.2.3. Ocena III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije gde je moguće oceniti tehničku efikasnost proizvodnih subjekata za svaku godinu posmatranja posebno, vezuju se za III, IV, V i VI klasu modela. Kao što je navedeno u delu 4.3., u okviru III klase modela, ekonometrijska literatura prepoznaje različite modele koji su predstavljeni u sledećim radovima: *Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990*,¹⁷² *Lee & Schmidt, 1993*,¹⁷³ *Kumbhakar, 1990*,¹⁷⁴ *Battese & Coelli, 1992*¹⁷⁵ i *Kumbhakar & Wang, 2005*,¹⁷⁶ ali i mnoge druge koji nisu predmet analize u ovom istraživanju. Pojedini modeli pronalaze daleko veći značaj u empirijskim istraživanjima u odnosu na ostale.

U empirijskim istraživanjima ističu se: *Kumbhakar, 1990*, *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modeli. S druge strane, pojedini modeli zahtevaju da se podaci sa aspekta broja jedinica posmatranja i broja godina nalaze u određenoj srazmeri, pa ih često nema smisla ocenjivati jer daju pristrasnu ocenu tehničke (ne)efikasnosti (*Cornwell, Schmidt & Sickles, 1990* model). Takođe, kako *Lee & Schmidt, 1993* model predstavlja generalizaciju *Kumbhakar, 1990*, *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modela, ocenom modela koji predstavljaju specijalne slučajeve *Lee & Schmidt, 1993* modela, prevazilaze se nedostaci u metodološkom smislu, pa izostaje potreba za njegovom posebnom ocenom.

U skladu sa prethodno navedenim, u delu analize koji se odnosi na ocenu III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije, razmatrani su *Kumbhakar, 1990*, *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modeli. Kako je za sve navedene modele karakteristično da važi $u_{it} = G(t)u_i$, kako bi se ostavio prostor za kasnije upoređivanje dobijenih rezultata sa ostalim klasama modela, pošlo se od pretpostavke da je $G(t)$ deterministička funkcija vremena odnosno deo slobodnog člana modela, dok je u_i stohastička komponenta i kao takva inkorporirana u slučajnu grešku modela.

¹⁷² Cornwell C.S., Schmidt P., Sickles R.C. (1990), *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1-2, pp. 185-200.

¹⁷³ Lee Y.H. & Schmidt P. (1993), *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*, in H.O. Fried C.A.K. Lovell and Schmidt S.S., eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.

¹⁷⁴ Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.

¹⁷⁵ Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.

¹⁷⁶ Kumbhakar S.C. & Wang H.J. (2005), *Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach*, Economics Letters, Vol. 88, pp. 300-305.

S obzirom na to da promenljiva koja se odnosi na vreme figurira u okviru modela kroz funkciju tehničke neefikasnosti, uključivanje vremena kao posebno posmatrane varijable nije potrebno.

Tabela 29 predstavljena u nastavku, prikazuje rezultate ocenjenih *Kumbhakar, 1990, Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modela. Prilikom ocene navedenih modela, polazna pretpostavka je da komponenta u_i prati polu-normalnu raspodelu. Pretpostavka o raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost izvedena je na osnovu ocene modela II klase, gde je ustanovljeno da sa aspekta raspodele komponente u_i , prednost treba dati polu-normalnoj raspodeli.

Tabela 29. Ocena Kumbhakar, 1990, Battese & Coelli, 1992 i Kumbhakar & Wang, 2005 modela (III klasa modela)

Parametar	Varijabla	Kumbhakar, 1990		Battese & Coelli, 1992		Kumbhakar & Wang, 2005	
		Ocena	Standardna greška	Ocena	Standardna greška	Ocena	Standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,1881 ^a	0,3858	3,1221 ^a	0,3911	3,1221	0,3911
β_1	<i>lnR (rad)</i>	0,0050	0,0355	-0,0037	0,0359	-0,0037	0,0359
β_2	<i>lnK (kapital)</i>	0,1320 ^a	0,0460	0,1372 ^a	0,0469	0,1372 ^a	0,0469
β_3	<i>lnUT (ukupni troškovi)</i>	0,4999 ^a	0,0373	0,5059 ^a	0,0379	0,5059 ^a	0,0379
β_4	<i>lnKPZ (KPZ)</i>	0,0211	0,0325	0,0081	0,0327	0,0081	0,0327
γ_1	<i>Godina</i>	-0,0675	0,2242	-0,1895 ^a	0,0337	-0,1895 ^a	0,0337
γ_2	<i>Godina²</i>	0,0702	0,0446	-	-	-	-
σ_u			0,3567		0,1772		0,3781
σ_v			0,1982		0,1996		0,1996
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$			1,7997		0,8882		1,8943
$\rho = \sigma_u^2 / \sigma^2$			0,7641		0,4410		0,7821
Broj opservacija			350		350		350
Broj gazdinstava			70		70		70

^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$

^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$

Izvor: obrada autora

Kao što je navedeno u delu 4.2., interpretaciju III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije najbolje je početi od *Kumbhakar, 1990* modela.

Kada je reč o parametrima koji definišu proizvodnu granicu *Kumbhakar, 1990* modela, bitno je posebno istaći varijable koje se odnose na ukupan kapital po UG stoke i ukupne troškove po UG stoke, a koje pokazuju visoko statistički značajan uticaj na ukupno ostvarenu vrednost proizvodnje po UG stoke. Dodatno, parametri koji oblikuju kvadratnu funkciju vremenski varijantne tehničke neefikasnosti (γ_1 i γ_2), nisu statistički značajni. Samim tim, potrebno je nastaviti analizu ocenom *Battese & Coelli, 1992* modela, koji je manje fleksibilan od *Kumbhakar, 1990* modela i može pružiti precizniji uvid u model stohastičke granične proizvodne funkcije za analizirana gazdinstva, ali i pružiti odgovor na pitanje da li je opravdano razmatrati vremensku dimenziju tehničke (ne)efikasnosti.

Ocene parametara koji definišu graničnu proizvodnu funkcije kod *Battese & Coelli, 1992* modela, pokazuju sličnu tendenciju kao i kod *Kumbhakar, 1990* modela. Statističku značajnost pokazuju varijable koje se odnose na ukupan kapital po UG stoke i ukupne troškove po UG stoke. Sa povećanjem ukupnog kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke za 1%, može se očekivati povećanje ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke analiziranih gazdinstava za 0,14% i 0,51% respektivno. Ključna razlika je u oceni parametra γ_1 koji definiše vremenski varijantnu komponentu tehničke neefikasnosti i koji je statistički značajan na pragu značajnosti $\alpha=0,01$. Negativan predznak, ukazuje na smanjenje tehničke neefikasnosti koja u proseku iznosi 18,95 % za posmatrani petogodišnji period.

Dodatnim testiranjem, proverena je pretpostavka da li se *Battese & Coelli, 1992* model može svesti na model sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću ($H_0: \gamma = 0$), odnosno ocenjenim modelom II klase. Odgovarajuća vrednost *LR* test statistike iznosi 37,0860, što je više od kritične vrednosti miks χ^2 raspodele za prag značajnosti $\alpha=0,01$, koja iznosi 5,4120. Samim tim, može se izvesti zaključak da ima smisla razmatrati ocenu modela koji polazi od pretpostavke da je ocena tehničke (ne)efikasnosti vremenski varijantna. Međutim, vrednosti parametara λ i ρ , koji nemaju poželjne vrednosti ($\lambda < 1$ i $\rho < 0,5$), ukazuju na to da je potrebno oceniti još neki model kako bi se u potpunosti dobio odgovarajući modela za ocenu tehničke efikasnosti primenom stohastičke granične proizvodne funkcije.

Kada je reč o *Kumbhakar & Wang, 2005* modelu, u pogledu parametara koji definišu proizvodnu granicu i parametar γ , dobijeni su isti rezultati kao i prilikom ocene *Battese & Coelli, 1992* modela. S obzirom na to da parametar γ definiše inicijalnu distribuciju neefikasnosti, kako važi da je $\gamma < 0$, ocenjena vrednost od -0,1895 ukazuje na negativnu promenu tehničke neefikasnosti poljoprivrednih gazdinstava u iznosu od 18,95%. Drugim rečima, sa aspekta ocene vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti, može se reći da analizirana gazdinstva pokazuju tendenciju poboljšanja tehničke efikasnosti u dimenziji vremena.

Dodatnim testiranjem, proverena je pretpostavka da li se *Kumbhakar & Wang, 2005* model može svesti na model sa vremenski invarijantnom tehničkom (ne)efikasnošću ($H_0: \gamma = 0$). Dobijena *LR* statistika zajedno sa kritičnim vrednostima je istovetna sa rezultatima iz *Battese & Coelli, 1992* modela. Kao što i teorija nalaže, jedina razlika je u oceni varijanse σ_u^2 , što će dovesti i do različitih ocena u pogledu tehničke neefikasnosti (ocene tehničke efikasnosti će ostati iste). Dodatno, kako kod *Kumbhakar & Wang, 2005* modela, važi da je $\lambda > 1$, odnosno $\rho > 0,5$, stiče se utisak da se među modelima III klase posebno izdvaja *Kumbhakar & Wang, 2005* model.

Prosečna ocena tehničke efikasnosti, na nivou celog uzorka za posmatrani petogodišnji period, na osnovu *Kumbhakar & Wang, 2005* modela iznosi 81,99% (tabela 30). Minimalna registrovana ocena tehničke efikasnosti iznosi 34,14% dok je maksimalna vrednost na nivou od 97,49%.

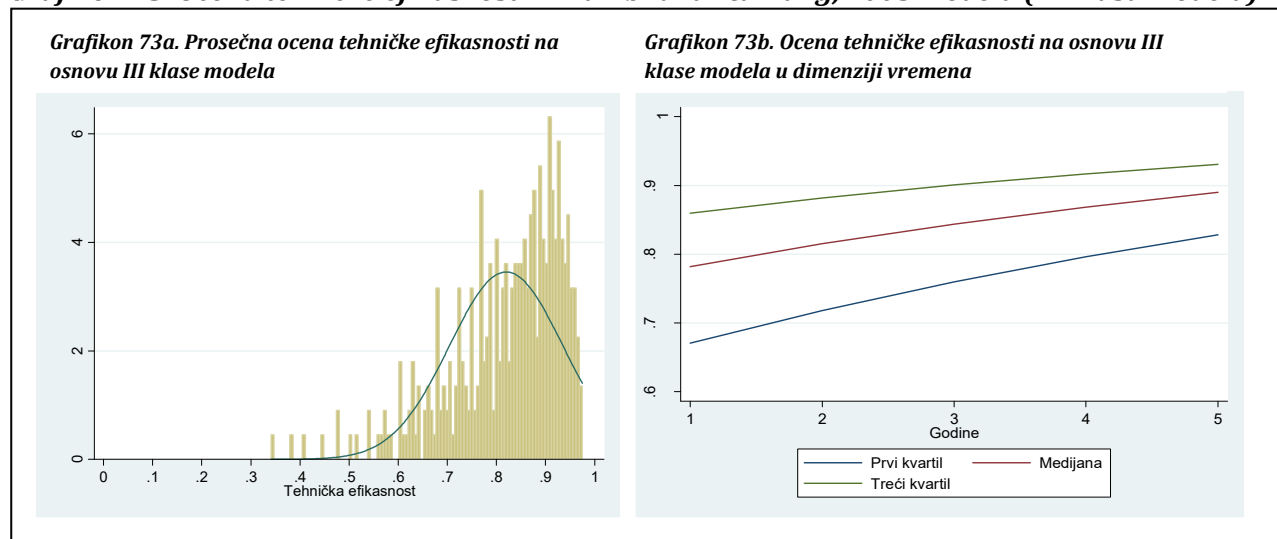
Tabela 30. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu *Kumbhakar & Wang, 2005* modela (III klasa modela)

	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Tehnička efikasnost	350	0,8199	0,1154	0,3414	0,9749

Izvor: obrada autora

Grafikon 73a predstavljen u nastavku, pruža uvid u strukturu ocenjene vremenski varijantne tehničke efikasnosti na nivou celog uzorka za posmatrani petogodišnji period. Primetno je da se najveći broj gazdinstava grupiše bliže optimalnoj granici tehničke efikasnosti, u prilog čemu govori i činjenica da se ocena tehnička efikasnosti za posmatrana gazdinstva, u okviru interkvartilne razlike, kreće se u intervalu od 75,98% do 91,04%, dok je koeficijent interkvartilne razlike na nivou od 9,02%. Na grafikonu 73b, predstavljeno je kretanje prosečne ocene tehničke efikasnosti u dimenziji vremena. U skladu sa dobijenom ocenom parametra γ , primetno je povećanje tehničke efikasnosti iz godine u godinu koje je kao što je već navedeno na nivou od 18,95% u proseku za celokupan petogodišnji period.

Grafikon 73. Ocena tehničke efikasnosti iz Kumbhakar & Wang, 2005 modela (III klasa modela)



Izvor: obrada autora

Grafikon 74 pruža uvid u raspodelu tehničke efikasnosti koja je ocenjena na osnovu III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Kao i u prethodnom delu, struktura tehničke efikasnosti je predstavljena prema posebno izdvojenim faktorima od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost na bazi kojih su prethodno definisane radne hipoteze u disertaciji.

Kada je reč o raspodeli tehničke efikasnosti prema stepenu obuke koju su donosioci odluka na gazdinstvu eventualno završili u prethodnom periodu, utvrđeno je da proizvođači sa završenom obukom ostvaruju nešto manju vrednost tehničke efikasnosti u odnosu na one proizvođače koji se oslanjaju isključivo na sopstveno iskustvo prilikom donošenja poslovnih odluka (grafikon 74a).

Naime, prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava čiji su donosioci odluka završili neki vid obuke u prethodnom periodu kreće se u intervalu od 74,0% do 85,9% za posmatrani petogodišnji period. S druge strane, prosečna tehnička efikasnost gazdinstava koji se u svom radu oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo kreće se u intervalu od 76,3% do 87,7%.

Razlika u prosečnoj vrednosti tehničke efikasnosti gazdinstava prema regionalnoj pripadnosti je gotovo neprimetna (grafikon 74b). Gazdinstva sa teritorije Srbija – sever beleže tehničku efikasnost čija se prosečna vrednost za posmatrani petogodišnji period kreće u intervalu od 77,1 do 88,2%, dok se isti pokazatelj za gazdinstva sa teritorije regiona Srbija – jug kreće u intervalu od 75,5% do 87,1%.

Na osnovu grafikona 74c, primetno je da gazdinstva koja se u svom radu oslanjaju pored sopstvenog rada i na plaćenu radnu snagu, beleže nešto veću vrednost tehničke efikasnosti u odnosu na ona gazdinstva koja se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava gde je angažovana dodatna radna snaga kreće se u intervalu od 78,6% do 88,4% za posmatrani petogodišnji period. S druge strane, taj interval je na nešto nižem nivou kada je reč o gazdinstvima koja se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu i iznosi od 74,5% do 86,9% za posmatrani petogodišnji period.

Prilikom analize dobijenih ocena tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava u skladu sa vlasništvom nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem, utvrđene su promenljive vrednosti iz godine u godinu (grafikon 74d). Za prve dve godine posmatranog perioda, utvrđeno je da se prosečna vrednost tehničke efikasnosti gazdinstava koji raspolažu sa zemljištem koje je isključivo u vlasništvu gazdinstva, nalazi na višem nivou u odnosu na gazdinstva koja obrađuju i zemljište u zakupu. Obrnuto važi za poslednje tri godine posmatranog perioda.

Ipak, evidentirane razlike u tehničkoj efikasnosti su neznatne, što se može reći i za raspodelu tehničke efikasnosti u skladu sa plaćenom i neplaćenom random snagom.

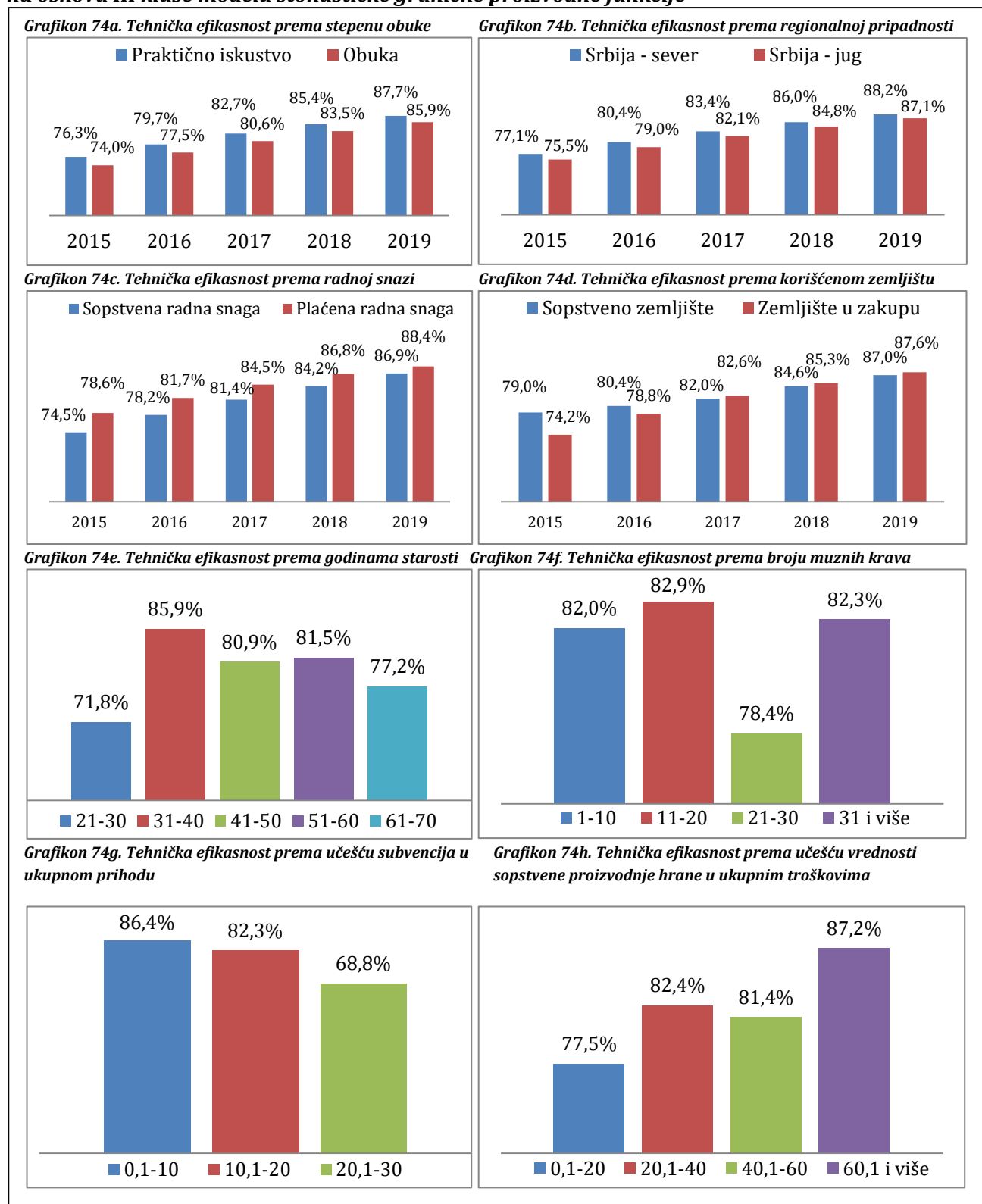
Kao što je uočeno i kod raspodele tehničke efikasnosti na osnovu I i II klase modela, poljoprivredni proizvođači koji imaju između 31 i 40 godina starosti beleže najveću ocenu tehničke efikasnosti (85,9%). S druge strane, najmlađi (od 21 do 30 godina) i najstariji (od 61 do 70 godina) proizvođači, ostvaruju ujedno i najmanju vrednost tehničke efikasnosti koja za navedene kategorije iznosi 71,8 i 77,2% respektivno (grafikon 74e).

Značajnije razlike u pogledu raspodele tehničke efikasnosti dobijenih na osnovu modela III klase, u odnosu na I i II klasu, nisu zabeležene ni sa aspekta veličine gazdinstva koja je predstavljena brojem uslovnih grla muznih krava (grafikon 74f). Kategorija koja se najviše izdvaja jesu gazdinstva čiji broj muznih krava se kreće u intervalu od 21 do 30, a čija prosečna ocena tehničke efikasnosti iznosi 82,9%. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti za ostale kategorije gazdinstava kreće se u intervalu od 78,4% do 82,3%.

Raspodela tehničke efikasnosti prema učešću subvencija u ukupnom prihodu je slična kao i kod prethodno ocenjenih klasa modela (grafikon 74g). Najveću prosečnu vrednost tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva gde je učešće subvencija u ukupnom prihodu na najnižem nivou, dok sa porastom učešća subvencija u ukupnom prihodu tehnička efikasnost opada.

Na kraju, bitno je istaći da ocena tehničke efikasnosti u skladu sa učešćem vrednosti proizvodnje kabaste hrane u ukupnim troškovima raste sa porastom navedenog učešća (grafikon 74h). S tim u vezi, najveću tehničku efikasnost ostvaruju gazdinstva gde učešće sopstvene proizvodnje hrane za muzne krave u ukupnim troškovima predstavlja udeo od 60,1 i više procenata. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti izdvojenih gazdinstava je na nivou od 87,2%. S druge strane, gazdinstva gde je učešće vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima na najnižem nivou, ostvaruju prosečnu vrednost tehničke efikasnosti od 77,5%.

Grafikon 74. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu III klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije



Izvor: obrada autora

Kao što je već navedeno jedina razlika između *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modela izražena je u oceni tehničke neefikasnosti. Tabela 31 predstavljena u nastavku prikazuje rezultate ocenjene tehničke neefikasnosti izdvojenih *Battese & Coelli, 1992* i *Kumbhakar & Wang, 2005* modela. Primetno je da *Kumbhakar & Wang, 2005* model daje veće vrednosti za ocenjenu tehničku neefikasnost.

Razlike proizilaze iz načina na koji je definisana funkcija $G(t)$. Kako je kod oba modela identifikovano poboljšanje tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava, *Kumbhakar & Wang, 2005* model daje veću prosečnu ocenu tehničke neefikasnosti jer se ocena vrši u odnosu na početni period za razliku od *Battese & Coelli, 1992* modela gde se ocena izvodi u odnosu na poslednju godinu.

Tabela 31. Ocena tehničke neefikasnosti na osnovu (*Battese & Coelli, 1992*) i (*Kumbhakar & Wang, 2005*) modela (vremenski varijantna tehnička (ne)efikasnost)

Model	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
<i>Battese & Coelli, 1992</i>	350	0,1407	0,0964	0,0256	0,5068
<i>Kumbhakar & Wang, 2005</i>	350	0,3003	0,2058	0,0547	1,0813

Izvor: obrada autora

5.2.4. Ocena IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Odvojena ocena vremenski varijantne tehničke neefikasnosti i individualnih efekata koji predstavljaju heterogenost između jedinica posmatranja, svojstvena je modelima “pravih” fiksnih efekata i “pravih” slučajnih efekata.¹⁷⁷ Kao što je navedeno u delu 4.3., u pitanju su modeli koji se svrstavaju u IV klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Takođe, unapređenje u odnosu na konkretno III klasu modela, ogleda se kroz mogućnost uvođenja vremenski varijantnih dodatno objašnjavajućih varijabli koje imaju za cilj ocenu uticaja dodatnih faktora na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost.

Iako IV klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije doprinosi unapređenju konačne ocene tehničke efikasnosti, neophodno je istaći izvesna ograničenja koja u skladu sa prirodom raspoloživih podataka u pogledu odnosa broja jedinica posmatranja i dužine vremenske serije, mogu doći do izražaja. Najveći nedostatak IV klase modela nastaje kod ocene “pravih” fiksnih efekata kada se raspolaže sa relativno velikim brojem jedinica posmatranja, jer se metod ocene modela zasniva na *LSDV* metodi, pa broj parametara koje je potrebno oceniti značajno premašuje broj jedinica posmatranja. Upravo je to slučaj sa raspoloživim podacima gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka koja su predmet istraživanja u ovoj disertaciji.

Samim tim, ocena vremenski varijantne tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka primenom IV klase modela, sprovedena je ocenom modela “pravih” slučajnih efekata. Ocena modela “pravih” slučajnih efekata polazi od toga da je komponenta koja predstavlja individualne efekte, odnosno komponenta koja je vremenski inavarijantna, sastavni deo slučajne greške modela. Bitno je još istaći da je izbor modela “pravih” slučajnih efekata na određeni način prinuđen, jer ekonometrijska literatura ne prepoznaje način izbora adekvatne specifikacije modela na osnovu statističke inferencije.¹⁷⁸

U skladu sa ekonometrijskom literaturom, vremenski varijantna komponenta prati polu-normalnu ili trankiranu-normalnu raspodelu. Kod polu-normalne raspodele, uticaj dodatno objašnjavajućih varijabli može se uvesti kroz heteroskedastičnu varijansu, tako da važi: $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{ui,t}^2)$.

¹⁷⁷ Green W.H. (2005a), *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 23, pp. 7-32.

Green W.H. (2005b), *Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model*, Journal of Econometrics Vol. 126, pp. 269-303.

¹⁷⁸ Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.

S druge strane, ukoliko vremenski varijantna komponenta prati trankiranu-normalnu raspodelu, uticaj dodatno objašnjavajućih varijabli se uvodi kroz nenultu srednju vrednost μ tako da važi $u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$, gde je $\mu = z'_{it}\delta$, što znači da vektor z'_{it} predstavlja skup dodatno objašnjavajućih varijabli na ostvarenu vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost. Pored navedenog, pretpostavka je da individualni efekti odnosno vremenski invarijantna komponenta (u_i), kao i ostatak slučajne greške modela (v_{it}), prate normalnu raspodelu sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom.

U skladu sa prethodno navedenim, prilikom ocene modela "pravih" slučajnih efekata, razmotrena su dva slučaja koja se razlikuju u pretpostavljenoj raspodeli komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost, u_{it} . S tim u vezi, rezultati ocene modela "pravih" slučajnih efekata gde tehnička (ne)efikasnost prati polu-normalnu odnosno trankiranu-normalnu raspodelu predstavljeni su u tabeli 32.

U cilju izbora adekvatnog modela "pravih" slučajnih efekata, sproveden je *LR* test gde ukoliko se prihvati nulta hipoteza, prednost se daje modelu gde tehnička neefikasnost prati polu-normalnu raspodelu ($H_0: \mu = 0$). Dobijena test statistika iznosi 95,1798, što je znatno više od kritične vrednosti za prag značajnosti $\alpha = 0,01$ koja iznosi 9,5000. S tim u vezi, može se reći da su raspoloživi podaci više prilagođeni modelu "pravih" slučajnih efekata gde komponenta tehničke neefikasnosti prati trankiranu-normalnu raspodelu, što nije bio slučaj prilikom ocene prethodnih klasa modela. Samim tim, u nastavku analize fokus će se preusmeriti na model "pravih" slučajnih efekata gde komponenta tehničke neefikasnosti prati trankiranu-normalnu raspodelu. U prilog izdvojenom modelu, bitno je istaći da dobijene vrednosti parametara λ ($\lambda > 1$) i ρ ($\rho > 0,5$), ukazuju na opravdanu primenu stohastičke granične proizvodne funkcije prilikom ocene tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

Prilikom formiranja granice tehničke efikasnosti, varijable koje pokazuju statističku značajnost su angažovani rad po UG stoke, ukupni kapital po UG stoke, ukupni troškovi po UG stoke i trend. Sve navedene varijable pokazuju visoku statističku značajnost na ukupnu vrednost ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke, osim varijable koja se odnosi na ukupno angažovani rad po UG stoke, a koja je statistički značajna na pragu značajnosti $\alpha = 0,05$. Sa povećanjem angažovanog rada po UG stoke, kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke za 1%, očekivani rast ukupne vrednosti proizvodnje po UG stoke iznosi 0,07%, 0,12% i 0,44% respektivno. S druge strane, prosečan godišnji rast produktivnosti je na nivou od 3,75%, što još jednom ukazuje na prisustvo tehničkog progressa.

Tabela 32. Ocena modela "pravih" slučajnih efekata (IV klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model "pravih" slučajnih efekata (trankirana-normalna raspodela)		Model "pravih" slučajnih efekata (polu-normalna raspodela)	
		Ocena	Standardna greška	Ocena	Standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,7666 ^a	0,3404	3,9846 ^a	0,3704
β_1	<i>lnR (rad)</i>	0,0695 ^b	0,0349	0,0775 ^b	0,0332
β_2	<i>lnK (kapital)</i>	0,1214 ^a	0,0404	0,1135 ^a	0,0411
β_3	<i>lnUT (ukupni troškovi)</i>	0,4429 ^a	0,0361	0,4015 ^a	0,0374
β_4	<i>lnKPZq (KPZ)</i>	0,0131	0,0304	0,0679 ^b	0,0291
β_5	<i>Godina</i>	0,0375 ^a	0,3404	0,0384 ^a	0,0070
Model tehničke neefikasnosti					
δ_0	<i>Slobodan član</i>	0,0703	0,3059	-	-
δ_1	<i>Stepen obuke (veštačka promenljiva)</i>	0,1668 ^c	0,0864	-	-
δ_2	<i>Regionalna pripadnost (veštačka promenljiva)</i>	0,1147	0,1186	-	-
δ_3	<i>Plaćena radna snaga (veštačka promenljiva)</i>	0,1213	0,1033	-	-
δ_4	<i>Zakup zemljišta (veštačka promenljiva)</i>	0,2019 ^b	0,0862	-	-
δ_5	<i>Iskustvo</i>	-0,0012	0,0044	-	-
δ_6	<i>lnMK (broj muznih krava)</i>	-0,2111 ^a	0,0768	-	-
δ_7	<i>Subvencije</i>	0,0358 ^a	0,0058	-	-
δ_8	<i>Hrana</i>	-0,0040 ^b	0,0019	-	-
	σ_u		0,2342		0,3206
	σ_v		0,0691		0,0517
	$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		3,3847		6,1967
	$\rho = \sigma_u^2 / \sigma^2$		0,9199		0,9747
Broj opservacija			350		350
Broj gazdinstava			70		70
^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$					
^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$					
^c statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,10$					

Izvor: obrada autora

Kada je reč o uticaju dodatnih promenljivih na ostvarenu tehničku neefikasnost, statističku značajnost pokazuju faktori koji se odnose na završenu obuku, zakup zemljišta, veličinu gazdinstva, primljene subvencije, i sopstvenu proizvodnju hrane. Pozitivan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost beleže varijable koje se odnose na veličinu gazdinstva i sopstvenu proizvodnju hrane. Utvrđeno je da kako raste broj muznih krava u okviru posmatranih gazdinstava, raste i ocena tehničke efikasnosti. Slično, pokazano je da sa rastom učešća vrednosti sopstvene hrane u ukupnim troškovima gazdinstava, raste i tehnička efikasnost. Poslednji zaključak, nedvosmisleno ukazuje na značaj vertikalne povezanosti između biljne i stočarske proizvodnje posmatranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

S druge strane, negativan uticaj na tehničku efikasnost pokazuje varijabla koja se odnosi na primljene subvencije. Pokazano je da sa povećanjem učešća primljenih subvecnija u ukupnom prihodu gazdinstava, tehnička efikasnost opada. Dobijeni rezultat poziva na preispitivanje značaja ekonomske podrške poljoprivrednim proizvođačima.

Pored navedenog, statističku značajnost pokazuju i kategorijalne varijable koje se odnose na stepen obuke (statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha = 0,1$) i zakup zemljišta. Naime, utvrđeno je da postoji statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti između gazdinstava gde su donosioci odluka na gazdnistvu završili neki vid obuke u odnosu na one koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo i to u korist onih proizvođača koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo. Zaključak je izveden na osnovu pozitivnog predznaka regresionog koeficijenta uz posmatranu veštačku promenljivu varijablu u modelu tehničke neefikasnosti, gde je kao kontrolna varijabla bila promenljiva koja predstavlja gazdinstva koja se oslanjaju na sopstveno radno iskustvo.

Takođe, rezultati analize ukazuju na prisustvo statistički značajne razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti sa aspekta zakupa poljoprivrednog zemljišta. Naime, utvrđeno je da gazdinstva koja raspolažu sa zemljištem koje se isključivo nalazi u njihovom vlasništvu u proseku ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na gazdinstva koja raspolažu i sa zemljištem u zakupu. U ovom slučaju kontrolna varijabla se odnosila na gazdinstva koja obrađuju zemljište koje se nalazi isključivo u njihovom vlasništvu.

U nastavku analize, u tabeli 33, predstavljena je prosečna ocena tehničke efikasnosti na nivou celog uzorka. Utvrđeno je da prosečna tehnička efikasnost za posmatrani petogodišnji period iznosi 78,96%, uz relativno širok interval varijacije (min=27,78% i max=97,30%). Drugim rečima, na osnovu modela "pravih" slučajnih efekata, utvrđeno je da gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka sa postojećim inputima mogu povećati ukupnu vrednost proizvodnje za 21,04%.

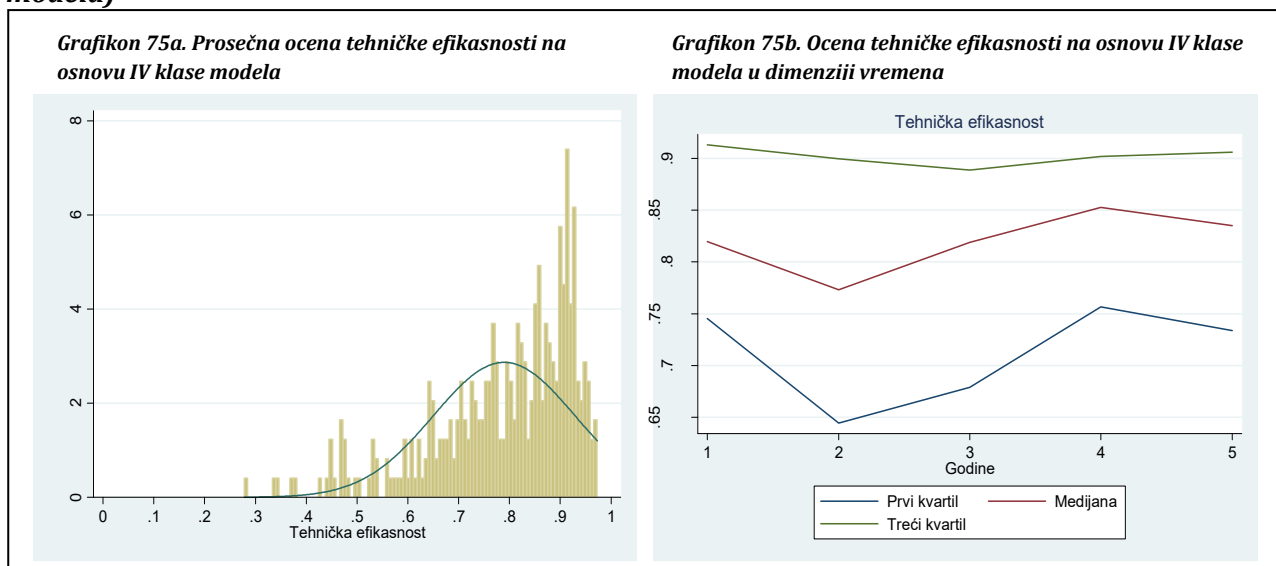
Tabela 33. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela "pravih" slučajnih efekata

	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Tehnička efikasnost	350	0,7896	0,1390	0,2778	0,9730

Izvor: obrada autora

Struktura ocenjene tehničke efikasnosti na osnovu izdvojenog modela "pravih" slučajnih efekata, predstavljena je na grafikonu 75a. Na osnovu grafičkog prikaza može se uočiti da se najveći broj gazdinstava grupiše bliže granici tehničke efikasnosti, odnosno optimalnoj proizvodnji. U prilog navedenom govori podatak da se granice interkvartilne razlike kreću u intervalu od 71,53% do 90,19%, dok koeficijent interkvartilne razlike iznosi 11,54%. Na grafikonu 75b, predstavljeno je kretanje vremenski varijantne tehničke efikasnosti na osnovu izabrane IV klase modela. Primetno je da se medijalna vrednost tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava značajnije menjala za posmatrani petogodišnji period. Najmanja ocena tehničke efikasnosti je zabeležena 2016. godine kada je iznosila 77,3%. S druge strane, najveća medijalna ocena tehničke efikasnosti zabeležena je 2018. godine kada je iznosila 85,3%.

Grafikon 75. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu modela "pravih" slučajnih efekata (IV klasa modela)



Izvor: obrada autora

Rukovodeći se dobijenim rezultatima na osnovu izdvojenog modela stohastičke granične proizvodne funkcije IV klase, izvedena je analiza dobijene ocene tehničke efikasnosti prema posmatranim faktorima od uticaja na ostavrenu tehničku efikasnost (grafikon 76). Za razliku od prethodnih klasa modela i u vezi sa njima analize raspodele ostvarene tehničke efikasnosti, ovde je neophodno uzeti u obzir statističku inferenciju koja je sprovedena za dodatno objašnjavajuće varijable.

Kada je reč o raspodeli tehničke efikasnosti u skladu sa ocenom IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije, primetne su slične tendencije kao i kod prethodno ocenjenih klasa modela. Prosečna ocena tehničke efikasnosti gazdinstava čiji se donosioci odluka oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo nalazi se na višem nivou u odnosu na one koji su završili neki vid obuke u prethodnom periodu (grafikon 76a). Interval u kojem se kreće prosečna ocena tehničke efikasnosti gazdinstava čiji se donosioci odluka oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo iznosi od 76,9% do 81,4%. S druge strane, prosečna ocena tehničke efikasnosti kod onih gazdinstava čiji su donosioci odluka završili neki vid obuke u prethodnom periodu kreće se u intervalu od 68,6% do 80,2% za posmatrani petogodišnji period.

Raspodela tehničke efikasnosti prema regionalnoj pripadnosti gazdinstava predstavljena je na grafikonu 76b. U okviru regiona Srbija – sever figuriraju gazdinstva sa u proseku većom ocenom tehničke efikasnosti u odnosu na ona gazdinstva koja se nalaze na teritoriji regiona Srbija – jug. Razlike u prosečnoj vrednosti tehničke efikasnosti se menjaju iz godine u godinu. Gazdinstva na teritoriji regiona Srbija – sever u proseku ostvaruju tehničku efikasnost koja se kreće u intervalu od 79,3% do 87,5%. S druge strane, gazdinstva na teritoriji regiona Srbija – jug u proseku ostvaruju tehničku efikasnost koja se kreće u intervalu od 73,9% do 79,5% za posmatrani petogodišnji period. Ipak, uočene razlike je neophodno uzeti sa rezervom, jer varijabla koja se odnosi na regionalnu pripadnost gazdinstava u modelu tehničke neefikasnosti nije pokazala statističku značajnost.

Tehnička efikasnost gazdinstava koja pored sopstvene radne snage angažuju i dodatnu plaćenu radnu snagu, u proseku beleže veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na ona gazdinstva koja se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu (grafikon 76c). Prosečna ocena tehničke efikasnosti gazdinstava koja se koriste uslugama dodatne radne snage u proseku beleže tehničku efikasnost koja se kreće u intervalu od 78,4% do 85,6%.

S druge strane, gazdinstva koja se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu ostvaruju prosečnu ocenu tehničke efikasnosti od 73,9% do 79,2% za posmatrani petogodišnji period. Ipak, uočene razlike je neophodno uzeti sa rezervom, jer varijabla koja se odnosi na radnu snagu u modelu tehničke neefikasnosti nije pokazala statističku značajnost.

Kada je reč o oceni tehničke efikasnost u skladu sa zakupom korišćenog poljoprivrednog zemljišta, važe slične tendencije kao i kod prethodno ocenjenih modela (grafikon 76d). Razlika je u tome, što se tehnička efikasnost gazdinstava koja koriste isključivo sopstveno zemljište nalazi na višem nivou u odnosu na ona gazdinstva koja raspolažu sa zemljištem u zakupu u prve tri godine analiziranog perioda. U poslednje dve godine, situacija je obrnuta. Ipak, sveukupan zaključak koji se može izvesti na osnovu statističke značajnosti odgovarajuće varijable u modelu tehničke neefikasnosti ukazuje na to da je prednost na strani gazdinstava koja nemaju zemljište u zakupu.

Pored navedenog, ocenom modela IV klase, utvrđeno je da najveću prosečnu ocenu tehničke efikasnosti beleže gazdinstva na kojima donosioci odluka imaju između 31 i 40 godina starosti (grafikon 76e). S druge strane, najmanje efikasni su oni donosioci odluka koji su ujedno i najmlađi, odnosno oni proizvođači koji imaju između 21 i 30 godina. Izvedeni zaključak takođe treba uzeti sa rezervom jer varijabla koja se odnosi na iskustvo donosioca odluka na gazdinstvu nije statistički značajna u modelu tehničke neefikasnosti.

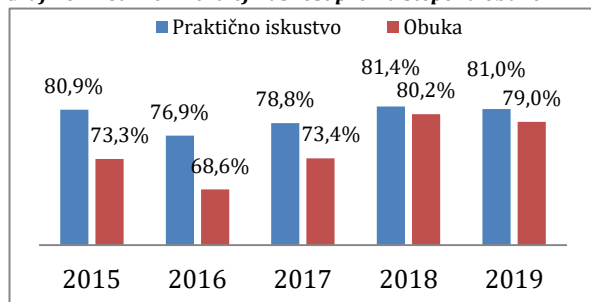
Pored navedenog, utvrđeno je da sa porastom veličine gazdinstva, odnosno broja muznih krava na gazdinstvu raste i tehnička efikasnost (grafikon 76f). Prosečna ocena tehničke efikasnosti onih koji poseduju 31 i više muznih krava iznosi 84,6. Kategorija gazdinstava sa najmanjim brojem muznih krava, beleži u proseku tehničku efikasnost koja se nalazi na nivou od 76,1%.

Ista tendencija je zabeležena i kada je reč o raspodeli tehničke efikasnosti u skladu sa učešćem vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima (grafikon 76h). Naime, sa povećanjem navedenog učešća primetan je i trend rasta tehničke efikasnosti. Prethodna dva faktora od uticaja pokazuju statističku značajnost i u modelu tehničke neefikasnosti, pa je na njih neophodno obratiti posebnu pažnju.

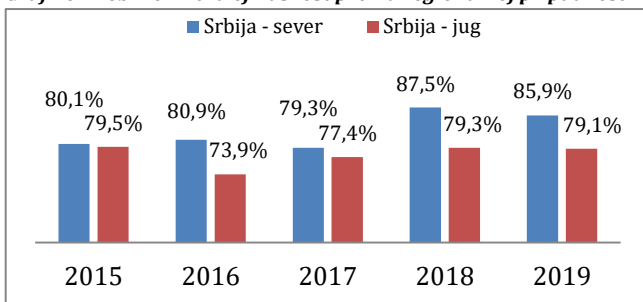
Na kraju, bitno je istaći da je ocenom modela IV klase utvrđeno da sa porastom učeća primljenih subvencija u ukupnom prihodu, prosečna ocena tehničke efikasnosti opada (grafikon 76g). Gazdinstva gde se navedeno učešće kreće u intervalu od 0,1 do 10%, u proseku ostvaruju tehničku efikasnost od 83,3%, što je znatno više od 66,3% koliko iznosi prosečna tehnička efikasnost onih gazdinstava gde je navedeno učešće između 20,1 i 30%. Kako je i ova varijabla statistički značajna u modelu tehničke neefikasnosti, izvedeni zaključci zahtevaju posebnu analizu i dodatna objašnjenja.

Grafikon 76. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

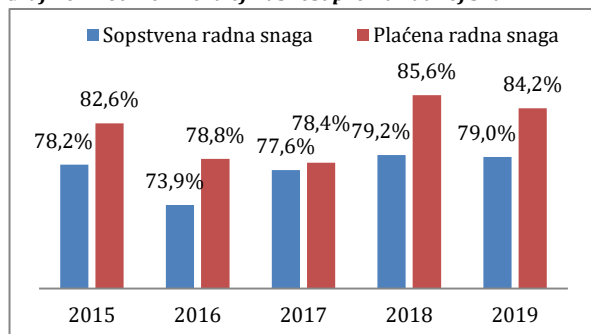
Grafikon 76a. Tehnička efikasnost prema stepenu obuke



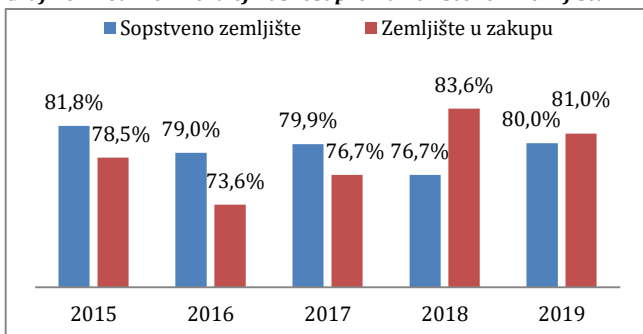
Grafikon 76b. Tehnička efikasnost prema regionalnoj pripadnosti



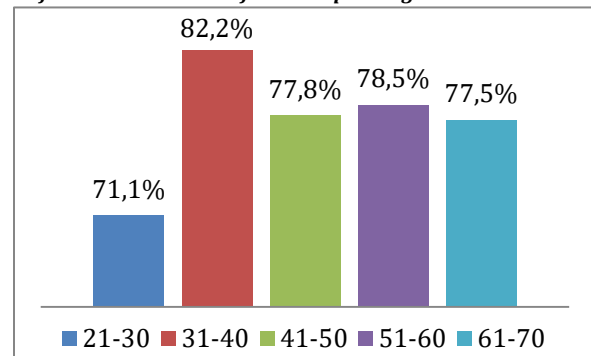
Grafikon 76c. Tehnička efikasnost prema radnoj snazi



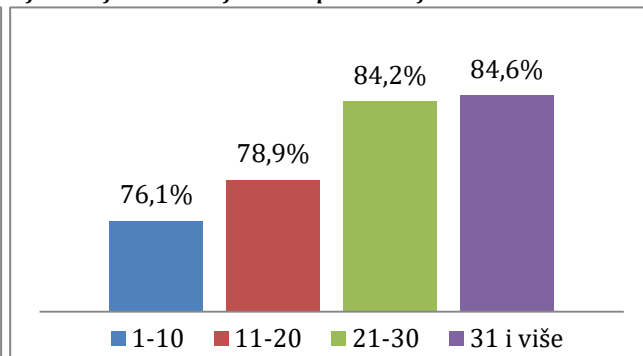
Grafikon 76d. Tehnička efikasnost prema korišćenom zemljištu



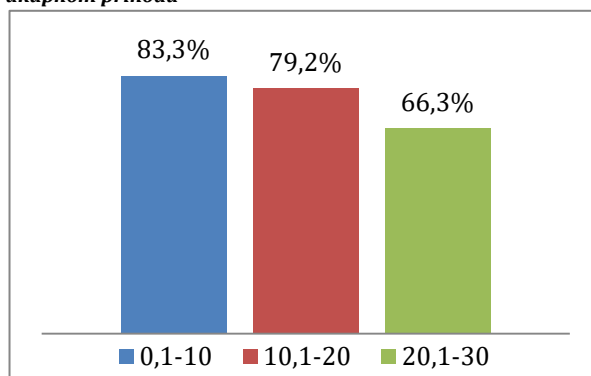
Grafikon 76e. Tehnička efikasnost prema godinama starosti



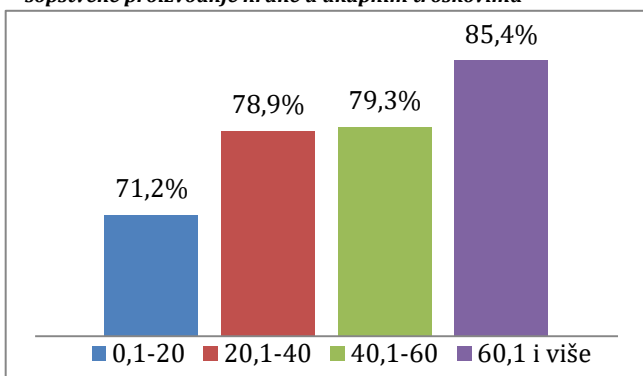
Grafikon 76f. Tehnička efikasnost prema broju muznih krava



Grafikon 76g. Tehnička efikasnost prema učešću subvencija u ukupnom prihodu



Grafikon 76h. Tehnička efikasnost prema učešću vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima



Izvor: obrada autora

Generalno posmatrano, nedostatak IV klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije sa metodološkog stanovišta, ogleda se u tome što i dalje ostaje otvoreno pitanje da li vremenski invarijantna komponenta predstavlja perzistentnu ocenu tehničke neefikasnosti koja se ne menja u dimenziji vremena ili individualne efekte koji obuhvataju heterogenost između jedinica posmatranja. Drugim rečima, problem združene ocene individualnih efekata i vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti ostaje nerešen.

Nedostatak je donekle moguće prevazići prilikom interpretacije modela, tako što će se unapred doneti odluka da se vremenski invarijantna komponenta posmatra kao vremenski invarijantna tehnička neefikasnost. Međutim, kako je za očekivati u radu sa realnim podacima prisustvo i individualnih efekata, ukupna ocene tehničke neefikasnosti ostaje pristrasna usled pre naglašavanja vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti. Samim tim, smisleno je razmotriti posebnu klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije koji razdvajaju vremenski invarijantnu (perzistentnu) i vremenski varijantnu (rezidualnu) ocenu tehničke neefikasnosti. U skladu sa prethodno navedenim, rezultati ocene V i VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije predstavljeni su u nastavku.

5.2.5. Ocena V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Modeli stohastičke granične proizvodne funkcije koji se vezuju za V klasu modela, razlikuju se od prethodno ocenjenih modela po tome što omogućavaju odvojenu ocenu vremenski invarijantne (perzistentne) i vremenski varijantne (rezidualne) tehničke (ne)efikasnosti.¹⁷⁹ Prilikom ocene V klase modela, odnosno *Kumbhakar & Heshmati, 1995* modela, prvobitno se ocenjuje perzistentna tehnička (ne)efikasnost. U narednom koraku izvodi se ocena rezidualne (ne)efikasnosti, a proizvod perzistentne i rezidualne (ne)efikasnosti daje ocenu ukupne tehničke (ne)efikasnosti. Glavno ograničenje vezano za *Kumbhakar & Heshmati, 1995* model ogleda se u tome što je uvođenje pretpostavke o raspodeli komponenti koje su sastavni deo ukupne tehničke neefikasnost, omogućeno jedino za vremenski varijantnu komponentu tehničke neefikasnosti. Samim tim, nije moguće kvantifikovati uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih na perzistentnu tehničku neefikasnost.

Takođe, bitno je istaći da problem pristrasne ocene ukupne tehničke (ne)efikasnosti svojstven IV klasi modela ostaje prisutan i u okviru V klase modela. Naime, u odnosu na IV klasu modela, pristup je jedino drugačiji prilikom ocene ukupne tehničke (ne)efikasnosti koja se deli na dve komponente, vremenski invarijantnu i vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost, s tim da su individualni efekti i dalje sadržani u vremenski inavrijantnoj komponenti. S tim u vezi, V klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije može se posmatrati kao prelazna klasa modela, koja uvodi parcijalnu ocenu ukupne tehničke (ne)efikasnosti, što predstavlja osnovu za definisanje VI klase modela koja predstavlja svojevrsno proširenje V klase modela i konačno pruža mogućnost odvojene ocene individualnih efekata, vremenski invarijantne i vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti.

Odvojena ocena vremenski invarijantne i vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti, koja se prvi put susreće kod V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije, posebno dolazi do izražaja prilikom analize uzroka ostvarene tehničke (ne)efikasnosti. Naime, ukoliko vremenski invarijantna tehnička neefikasnost dominira u odnosu na vremenski varijantnu tehničku neefikasnost, razlozi za neefikasnim poslovanjem se mogu tražiti u politici poslovanja koji su dugoročnog karaktera i vezuju se za karakteristike donosioca odluka na gazdinstvu i karakteristike gazdinstva u celini.

¹⁷⁹ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

S druge strane, ukoliko vremenski varijantna tehnička neefikasnost preovlađuje, uzroci se mogu tražiti u kratkoročnim faktorima od uticaja koji su u određenim godinama bili značajnije izraženi i samim tim profilisali ostvarenu tehničku (ne)efikasnost.¹⁸⁰

Bitno je još jednom istaći da *Kumbhakar & Heshmati, 1995* model omogućava uvođenje pretpostavke o raspodeli (polu-normalne ili trankirane normalne) za vremenski varijantnu komponentu tehničke (ne)efikasnosti, dok to nije predviđeno za vremenski invarijantnu komponentu. Prethodno (prilikom ocene I klase modela), *Hausman*-ovim testom je utvrđeno da raspoloživim panel podacima u većoj meri odgovara fiksna specifikacija vremenski invarijantne komponente, tako da je kao osnova za formiranje proizvodne funkcije korišćen panel regresioni model fiksnih efekata. S druge strane, uticaj dodatno objašnjavajućih varijabli u *Kumbhakar & Heshmati, 1995* modelu, ocenjen je tako što je uvedena pretpostavka o polu-normalnoj raspodeli komponente u_{it} sa heteroksedastičnom varijansom ($u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{ui,t}^2) = N(0, \exp(\omega_{u0} + \omega_u z'_{ui,t}))$).

Ocena definisanog modela V klase stohastičke granične proizvodne funkcije, predstavljena je u tabeli 34. U modelu proizvodne funkcije, statističku značajnost pokazuju varijable koje se odnose na raspoloživi kapital po UG stoke, ukupne troškove po UG stoke i vreme. Rezultati ocene modela proizvodne funkcije ukazuju na eventualno povećanje ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke za 0,27% i 0,33% usled povećanja raspoloživog kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke za 1%. Takođe, utvrđeno je prisustvo tehničkog progressa, odnosno poboljšanje produktivnosti po stopi od 5,52% na godišnjem nivou.

S druge strane, statistički značajan uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost pokazuju varijable koje se odnose na veličinu gazdinstva, ostvarene subvencije i vrednost sopstvene proizvodnje hrane. Pozitivan uticaj na tehničku efikasnost pokazuju varijable koje se odnose na veličinu gazdinstva i vrednost sopstvene proizvodnje hrane, dok je sa aspekta povećanja ostvarenih subvencija ustanovljena negativna korelacija sa vremenski varijantnom tehničkom efikasnošću. Ostale varijable nemaju statistički značajan uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost.

Posmatrajući prirodu varijabli koje ne pokazuju statistički značajan uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost, može se reći da je dobijeni rezultat u najvećoj meri očekivan.

Kako je vremenski varijantna tehnička (ne)efikasnost promenljive prirode, varijable koje diferenciraju gazdinstva prema stepenu obuke donosioca odluka, regionalnoj pripadnosti gazdinstava, zakupu zemljišta, iskustvu donosioca odluka i prisustvu plaćene radne snage na gazdinstvu, a koje po svemu sudeći profilišu dugoročne aspekte poslovanja, očekivano neće imati statistički značajan uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost. Jedina varijabla koja pokazuje statističku značajnost, a za koju se može pretpostaviti da proizilazi iz planiranja proizvodnje na duži rok, jeste veličina gazdinstva iskazana brojem muznih krava. Jedno od objašnjenja zašto veličina gazdinstva ima statistički značajan uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost jeste to da broj muznih krava na gazdinstvu za veći broj gazdinstava oscilira iz godine u godinu, odnosno da nije konstantan za posmatrani vremenski period, pa samim tim profiliše deo tehničke efikasnosti koji varira iz godine u godinu.

¹⁸⁰ Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.

Tabela 34. Ocena (Kumbhakar & Heshmati, 1995) modela sa heteroskedastičnom varijansom $\sigma_{ui,t}^2$ (V klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model V klase sa heteroskedastičnom varijansom	
		Ocena	Standardna greška
β_0	Slobodan član	3,0180 ^a	0,6937
β_1	lnR (rad)	-0,0639	0,0728
β_2	lnK (kapital)	0,2708 ^a	0,0730
β_3	lnUT (ukupni troškovi)	0,3310 ^a	0,0556
β_4	lnKPZq (KPZ)	-0,0786	0,0846
γ_t	Godina	0,0552 ^a	0,0083
Model vremenski varijantne tehničke neefikasnosti			
ω_{u0}	Slobodan član	-1,6742 ^c	0,8518
ω_{u1}	Obuka (veštačka promenljiva)	-0,0210	0,3030
ω_{u2}	Region (veštačka promenljiva)	-0,1313	0,3940
ω_{u3}	Radna snaga (veštačka promenljiva)	0,2819	0,3393
ω_{u4}	Zakup zemljišta (veštačka promenljiva)	0,0746	0,2595
ω_{u5}	Iskustvo	-0,0164	0,0124
ω_{u6}	lnMK (broj muznih krava)	-0,5540 ^a	0,2008
ω_{u7}	Subvencije	0,0777 ^b	0,0182
ω_{u8}	Hrana	-0,0165 ^c	0,0083
Broj opservacija		350	
Broj gazdinstava		70	
^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$			
^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$			
^c statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,10$			

Izvor: obrada autora

Konkretno ocene perzistentne, rezidualne i ukupne tehničke efikasnosti Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela predstavljeni su u tabeli 35. Ustanovljeno je da se ukupna tehnička efikasnost nalazi na nivou od 54,70%, u okviru koje rezidualna tehnička efikasnost iznosi 86,61%, a perzistentna tehnička efikasnost 63,04%.

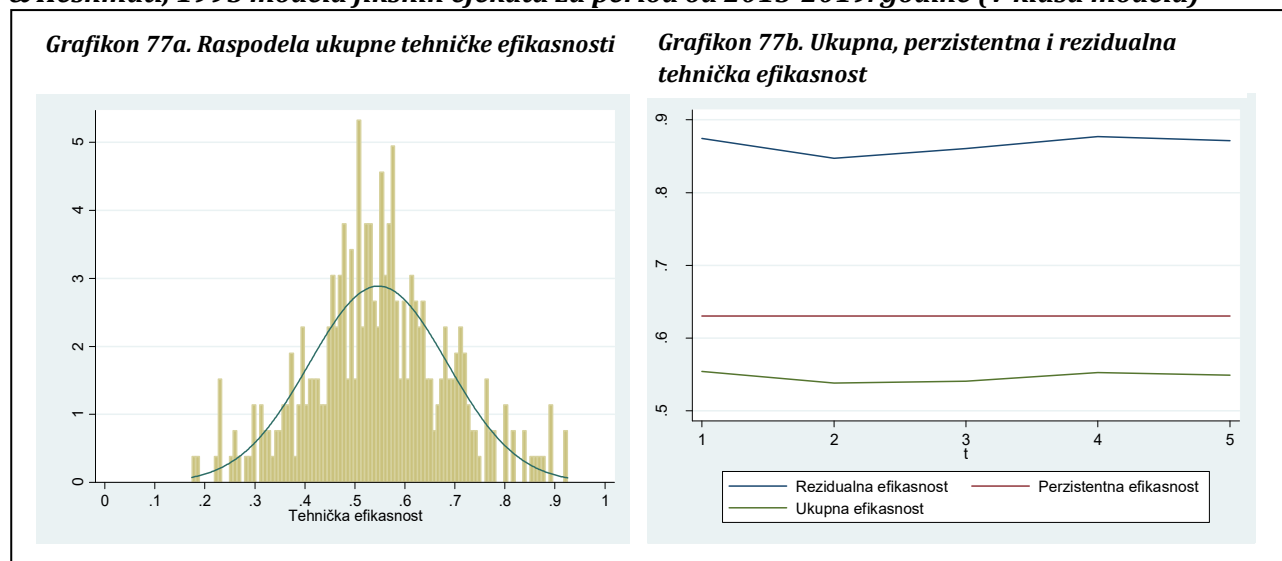
Tabela 35. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela fiksnih efekata

Tehnička efikasnost	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Rezidualna	350	0,8661	0,0779	0,4365	0,9647
Perzistentna	350	0,6304	0,1454	0,2593	1,0000
Ukupno	350	0,5470	0,1382	0,1742	0,9255

Izvor: obrada autora

Grafikon 77b predstavljen u nastavku, daje prikaz ukupne, perzistentne i rezidualne ocene tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela fiksnih efekata. Takođe, predstavljena je i raspodela ukupne tehničke efikasnosti u skladu sa analiziranim gazdinstvima (grafikon 77a).

Grafikon 77. Ocena ukupne, perzistentne i rezidualne tehničke efikasnosti na osnovu Kumbhakar & Heshmati, 1995 modela fiksnih efekata za period od 2015-2019. godine (V klasa modela)



Izvor: obrada autora

Primetno je da najveći broj gazdinstava ostvaruje ukupnu tehničku efikasnost koja je bliska prosečnoj oceni ukupne tehničke efikasnosti na nivou celog uzorka. U prilog navedenom govori i interval interkvartilne razlike koja se kreće u opsegu od 46,55% do 63,09% uz koeficijent interkvartilne razlike koji iznosi 15,09%.

Na grafikonu 77b, primetno je da vremenski varijantna (rezidualna) tehnička efikasnost preovlađuje u odnosu na vremenski invarijantnu (perzistentnu) tehničku efikasnost. Posmatrajući sa aspekta tehničke neefikasnosti, dominacija perzistentne tehničke neefikasnosti ukazuje na faktore od uticaja koji profilišu dugoročni karakter tehničke neefikasnosti, a koji se prevashodno odnose na karaktersitike donosioca odluka na gazdinstvu kao i karakteristike samih gazdinstava u pogledu raspoloživih kapaciteta. Dobijeni rezultat između ostalog ukazuje na potrebu dodatnog modeliranja vremenski invarijantne komponente modela što nije moguće izvesti na osnovu V klase modela, već je svojstveno oceni VI klase modela.

Kao što je urađeno i u dosadašnjem delu analize, na grafikonu 78 predstavljena je raspodela ukupne tehničke efikasnosti prema dodatno posmatranim faktorima od uticaja. U pogledu razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti sa aspekta završene dodatne obuke donosioca odluka na gazdinstvu (grafikon 78a), regionalne pripadnosti gazdinstava (grafikon 78b), angažmana dodatne radne snage (grafikon 78c) i zakupa dodatnih poljoprivrednih površina (grafikon 78d), baš kao što je ustanovljeno i prilikom definisanja modela vremenski varijantne tehničke neefikasnosti, nisu zabeležene značajne razlike. Ostvarene vrednosti ukupne tehničke efikasnosti su bliske iz godine u godinu, pa se i na osnovu navedenih grafičkih prikaza može ustanoviti da značajnijih razlika u okviru razmatranog petogodišnjeg perioda nije bilo. Međutim, neophodno je uzeti u obzir da navedeni faktori od uticaja, prevashodno profilišu perzistentnu tehničku (ne)efikasnost, pa se eventualne statistički značajne razlike mogu identifikovati jedino ako bi se ispitivao njihov uticaj na vremenski invarijantnu komponentu tehničke neefikasnosti, što nije bilo moguće izvesti ocenom V klase modela.

Kada je reč o raspodeli ukupne tehničke efikasnosti na osnovu godina starosti poljoprivrednih proizvođača (grafikon 78e), kao i u dosadašnjem delu analize vredi pomenuti kategoriju proizvođača između 31 i 40 godina starosti, a koji u proseku beleže 60,0% ukupne tehničke efikasnosti. Ovde je takođe neophodno uzeti u obzir prirodu posmatrane varijable za koju je za očekivati da ostvari uticaj na perzistentnu komponentu ukupne tehničke efikasnosti.

Postojeće razlike u ukupno ostvarenoj tehničkoj efikasnosti između navedenih kategorija poljoprivrednih proizvođača prema godinama starosti, ukazuju na potrebu za dodatnom analizom uticaja ovog faktora, ali sa aspekta perzistentne tehničke (ne)efikasnosti.

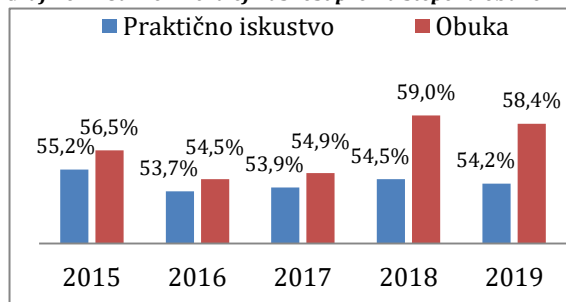
S druge strane, kao što i u modelu vremenski varijantne tehničke neefikasnosti varijable koje se odnose na veličinu gazdinstava, primljene subvencije i sopstvenu proizvodnju hrane pokazuju statističku značajnost. U skladu sa odgovarajućim grafičkim prikazima mogu se ustanoviti izvesni trendovi koji nedvosmisleno ukazuju na značaj navedenih faktora i u pogledu ukupne tehničke efikasnosti.

Naime, na grafikonu 78f primetno je da sa povećanjem broja muznih krava raste i ukupna ocena tehničke efikasnosti, gde se u najvećoj meri izdvaja kategorija gazdinstava sa 31 i više uslovnih grla muznih krava sa u proseku 59,6% ukupne tehničke efikasnosti za posmatrani petogodišnji period. Sličan trend je zabeležen i kod učešća vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima proizvodnje (grafikon 78h). Pored navedenog, neophodno je istaći da se na grafikonu 78g jasno uočava trend smanjenja ukupne ocene tehničke efikasnosti kako raste učešće ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu gazdinstava.

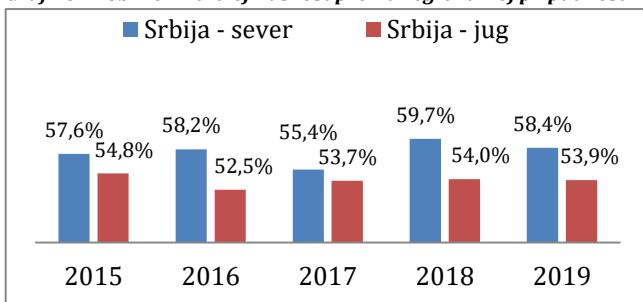
U skladu sa raspoloživim podacima i dominantnim prisustvom perzistentne tehničke neefikasnosti, dodatan problem prilikom ocene V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije jeste nemogućnost odvojene ocene individualnih efekata i perzistentne tehničke neefikasnosti. Samim tim, nije moguće u potpunosti odvojiti uticaj načina rukovođenja gazdinstvom koji profiliše dugoročnu efikasnost i svakako prisutnu heterogenost između gazdinstava. U svakom slučaju, zaključak je da ukupna ocena tehničke efikasnosti i dalje ostaje pristrasna. S tim u vezi, neophodno je oceniti modele stohastičke granične proizvodne funkcije koji omogućavaju odvojenu ocenu individualnih efekata, vremenski invarijantne i vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti.

Grafikon 78. Prosečna vrednost tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu V klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

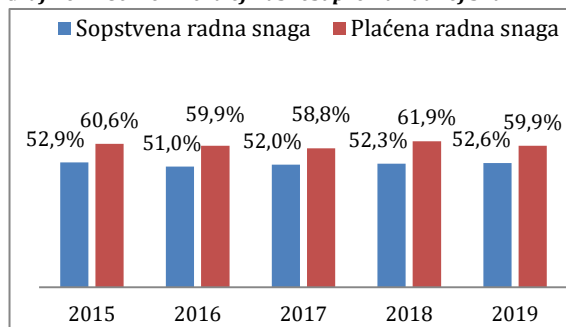
Grafikon 78a. Tehnička efikasnost prema stepenu obuke



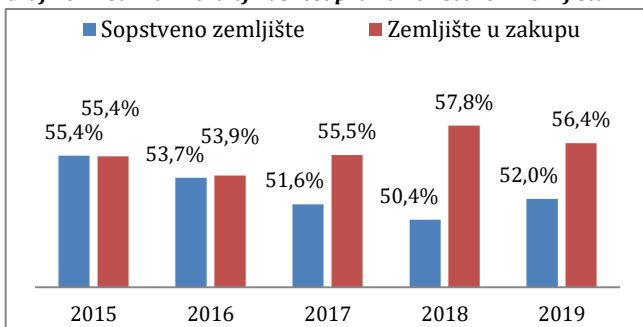
Grafikon 78b. Tehnička efikasnost prema regionalnoj pripadnosti



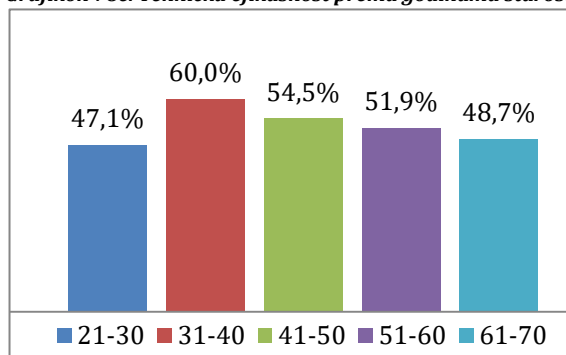
Grafikon 78c. Tehnička efikasnost prema radnoj snazi



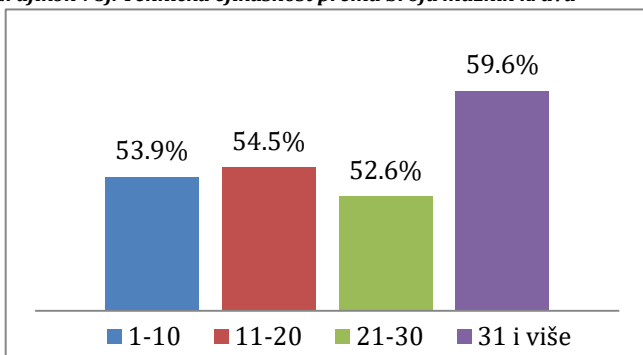
Grafikon 78d. Tehnička efikasnost prema korišćenom zemljištu



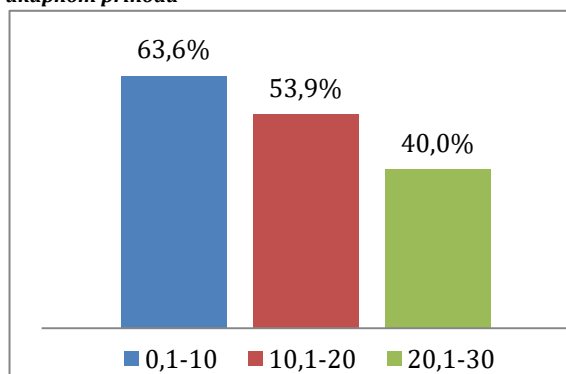
Grafikon 78e. Tehnička efikasnost prema godinama starosti



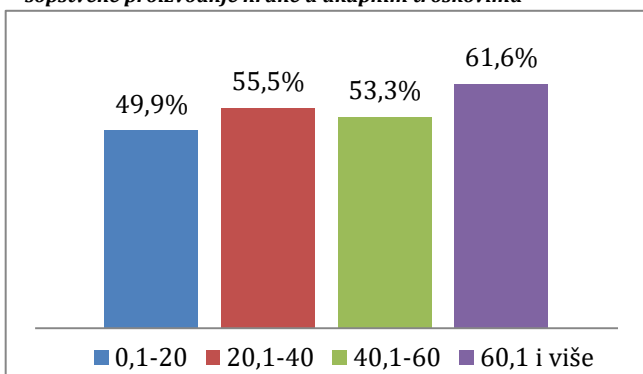
Grafikon 78f. Tehnička efikasnost prema broju muznih krava



Grafikon 78g. Tehnička efikasnost prema učešću subvencija u ukupnom prihodu



Grafikon 78h. Tehnička efikasnost prema učešću vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima



Izvor: obrada autora

5.2.6. Ocena VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije

Modeli koji podrazumevaju odvojenu ocenu individualnih efekata, vremenski invarijantne i vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti mogu se svrstati u VI klasu modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Kao što je objašnjeno u delu 4.3., *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* model obezbeđuje ocenu svih navedenih komponenti.¹⁸¹ Dodatna prednost navedenog modela, naročito u odnosu na *Kumbhakar & Heshmati, 1995* model, ogleda se kroz mogućnost uvođenja pretpostavki o raspodeli komponenti koje se odnose na rezidualnu i perzistentnu tehničku neefikasnost, što dalje omogućava kvantifikovanje uticaja dodatnih objašnjavajućih varijabli na ostvarenu perzistentnu i/ili rezidualnu tehničku (ne)efikasnost.

U skladu sa prethodno ocenjenim modelima i na osnovu njih izvedenim zaključcima, prilikom kvantifikovanja uticaja dodatnih objašnjavajućih varijabli na vremenski varijantnu i vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost kod VI klase modela, izvršena je preraspodela varijabli sa aspekta uticaja posmatranih varijabli na različite oblike tehničke (ne)efikasnosti.

Naime, varijable koje se odnose na stepen obuke, iskustvo (broj godina) rukovodilaca gazdinstava, regionalnu pripadnost gazdinstva, prisustvo plaćene radne snage i rentiranog zemljišta u ukupnom korišćenom poljoprivrednom zemljištu, posmatrane su kao faktori od uticaja na perzistentnu odnosno vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost. S druge strane, varijable koje se odnose na primljene subvencije, učešće vrednosti proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima i broj muznih krava, analizirane su sa aspekta rezidualne tehničke neefikasnosti.

Iako varijabla koja se odnosi na broj muznih krava na gazdinstvu, na prvi pogled profiliše perzistentnu tehničku (ne)efikasnost gazdinstava, oslanjajući se na dobijene rezultate prilikom ocene V klase modela, varijabla je uvrštena u model vremenski varijantne tehničke neefikasnosti. Kao i u najvećem delu dosadašnje analize, kao osnova prilikom definisanja proizvodne funkcije poslužio je panel regresioni model fiksnih efekata, dok je prilikom ispitivanja uticaja dodatnih objašnjavajućih varijabli uvedena pretpostavka o polu-normalnoj raspodeli komponenti ukupne tehničke neefikasnosti sa heteroskedastičnom varijansama.

Tabela 36 predstavljena u nastavku, prikazuje rezultate ocenjenog *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* modela. Varijable koje imaju statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje, kao i kod modela V klase, odnose se na ukupne troškove po UG stoke, raspoloživi kapital po UG stoke i trend. Utvrđeno je da se eventualno povećanje ukupno ostvarene vrednosti proizvodnje po UG stoke za 0,27% i 0,33% može očekivati usled povećanja raspoloživog kapitala po UG stoke i ukupnih troškova po UG stoke za 1%. Takođe, utvrđeno je prisustvo tehničkog progresa, odnosno poboljšanje produktivnosti po stopi od 5,52% na godišnjem nivou.

¹⁸¹ Kumbhakar S.C., Lien G., Hardaker, J.B. (2014), *Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 41, No. 2, pp. 321-337.

Tabela 36. Ocena Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014 modela (VI klasa modela)

Parametar	Varijabla	Model VI klase sa heteroskedastičnom varijansom	
		Ocena	Standardna greška
β_0	<i>Slobodan član</i>	3,0180 ^a	0,6937
β_1	<i>lnR (rad)</i>	-0,0639	0,0728
β_2	<i>lnK (kapital)</i>	0,2708 ^a	0,0730
β_3	<i>lnUT (ukupni troškovi)</i>	0,3310 ^a	0,0556
β_4	<i>lnKPZq (KPZ)</i>	-0,0786	0,0846
γ_t	<i>Godina</i>	0,0552 ^a	0,0083
Model vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti			
$\omega_{\eta 0}$	<i>Slobodan član</i>	-4,2859 ^a	0,8298
$\omega_{\eta 1}$	<i>Obuka (veštačka promenljiva)</i>	0,7585 ^a	0,2942
$\omega_{\eta 2}$	<i>Region (veštačka promenljiva)</i>	-0,4704	0,3978
$\omega_{\eta 3}$	<i>Radna snaga (veštačka promenljiva)</i>	-2,6229 ^a	0,8691
$\omega_{\eta 4}$	<i>Zakup zemljišta (veštačka promenljiva)</i>	0,3015	0,2839
$\omega_{\eta 5}$	<i>Iskustvo</i>	0,0421 ^a	0,0134
Model vremenski varijantne tehničke neefikasnosti			
$\omega_{u 0}$	<i>Slobodan član</i>	-2,6867 ^a	0,4269
$\omega_{u 1}$	<i>lnMK (broj muznih krava)</i>	-0,3881 ^a	0,1433
$\omega_{u 2}$	<i>Subvencije</i>	0,0675 ^a	0,0165
$\omega_{u 3}$	<i>Hrana</i>	-0,0151 ^b	0,0073
Broj opservacija		350	
Broj gazdinstava		70	
^a statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,01$			
^b statistička značajnost na pragu značajnosti $\alpha=0,05$			

Izvor: obrada autora

S druge strane, kvantifikovan je uticaj dodatnih objašnjavajućih varijabli na rezidualnu i perzistentnu tehničku (ne)efikasnost. Kada je reč o perzistentnoj tehničkoj (ne)efikasnosti, statističku značajnost pokazuju varijable koje se odnose na stepen obuke donosioca odluka na gazdinstvu, iskustvo (broj godina) donosioca odluka na gazdinstvu, kao i radnu snagu.

Kako je varijabla koja se odnosi na stepen obuke kategorijalna, zaključak je da postoji statistički značajna razlika u ostvarenoj perzistentnoj tehničkoj efikasnosti između gazdinstava čiji su donosioci odluka zavšili neki vid obuke u prošlosti i onih koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo. Naime, utvrđeno je da veću vrednost perzistentne tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva koja se oslanjaju isključivo na sopstveno iskustvo i nisu završili nikakav vid obuke u prethodnom periodu.

Takođe, varijabla koja se odnosi na iskustvo, a koja je predstavljena preko godina starosti donosioca odluka na gazdinstvu, takođe pokazuje statističku značajnost. Pozitivan predznak varijable koja se odnosi na iskustvo, ukazuje na to da se povećanjem starosti donosioca odluka na gazdinstvu, opada vrednost ostvarene perzistentne tehničke efikasnosti.

Pored navedenog, statističku značajnost pokazuje i varijabla koja se odnosi na radnu snagu. Kako se radi o kategorijalnoj varijabli, dobijeni rezultat ukazuje na statistički značajnu razliku u ostvarenoj perzistentnoj tehničkoj (ne)efikasnosti između gazdinstava koja se oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu i gazdinstava koja angažuju i dodatnu radnu snagu. Konkretno, utvrđeno je da gazdinstva koja se oslanjaju na angažman dodatne radne snage ostvaruju bolju ocenu tehničke efikasnosti.

Na kraju, bitno je istaći da varijable koje se odnose na zakup zemljišta i regionalnu pripadnost gazdinstava ne pokazuju statističku značajnost. Drugim rečima, ocenom *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* modela nije utvrđena statistički značajna razlika u ostvarenoj perzistentnoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava koja obrađuju isključivo sopstveno zemljište i onih koji pored sopstvenog, raspolažu i sa zemljištem u zakupu. Takođe, nije zabeležena statistički značajna razlika u perzistentnoj tehničkoj (ne)efikasnosti između gazdinstava koja figuriraju na teritoriji regiona Srbija – sever i Srbija – jug.

Kada je reč o vremenski varijantnoj tehničkoj (ne)efikasnosti, utvrđeno je da statistički značajan uticaj pokazuju varijable koje se odnose na primljene subvencije, učešće vrednosti proizvedene kabaste hrane u ukupnim troškovima i veličinu gazdinstva. Kao što je pokazano i u dosadašnjem delu analize, primljene subvencije imaju negativan uticaj na ostavrenu rezidualnu tehničku efikasnost. Drugim rečima, povećanjem učešća primljenih subvencija u ukupnom prihodu smanjuje se rezidualna tehnička efikasnost. Varijabla koja se odnosi na učešće vrednosti proizvedene hrane u ukupnim troškovima gazdinstva takođe pokazuje statistički značajan uticaj na ostvarenu rezidualnu tehničku (ne)efikasnost. Veza između posmatrane varijable i rezidualne tehničke efikasnosti je pozitivna, što još jednom ukazuje na značaj vertikalne povezanosti biljne i stočarske proizvodnje u okviru analiziranih gazdinstava. Na kraju, bitno je istaći i statistički značajan uticaj veličine gazdinstva (broja muznih krava) na rezidualnu tehničku (ne)efikasnost. Naime, utvrđeno je da sa povećanjem muznih krava na gazdinstvu raste i rezidualna tehnička efikasnost.

U tabeli 37, predstavljeni su rezultati ukupno ocenjene tehničke efikasnosti, zajedno sa vremenski invarijantnom (perzistentnom), odnosno vremenski varijantnom (rezidualnom) tehničkom efikasnošću. Kao što je ustanovljeno i ocenom modela V klase, rezidualna, odnosno vremenski varijantna tehnička efikasnost prevazilazi perzistentnu tehničku efikasnost, s tim da su za razliku od modela V klase navedene razlike na znatno nižem nivou. Drugim rečima, ne može se reći da jedna ili druga komponenta tehničke neefikasnosti apsolutno dominira u okviru ukupne ocene tehničke neefikasnosti.

Tabela 37. Ocena tehničke efikasnosti na osnovu *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* modela

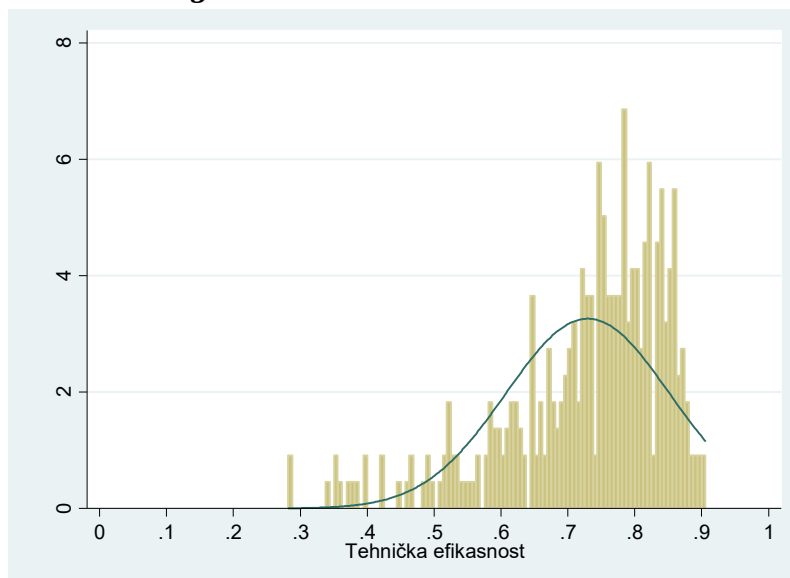
Tehnička efikasnost	Broj opservacija	Prosek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Rezidualna	350	0,8647	0,0778	0,4394	0,9647
Perzistentna	350	0,8424	0,1134	0,3957	0,9644
Ukupna	350	0,7296	0,1222	0,2817	0,9063

Izvor: obrada autora

Raspodela ukupne ocene tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, predstavljena je na grafikonu 79. Prosečna ocena ukupne tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava od 72,96%, ukazuje na mogućnost poboljšanja ostvarenog autputa za 27,04% uz postojeći nivo korišćenih inputa.

Takođe, primetno je da najveći broj gazdinstava ostvaruje tehničku efikasnost koja se kreće u intervalu od 67,27% do 82,04%, uz koeficijent interkvartilne razlike od 9,89%.

Grafikon 79. Ocena ukupne tehničke efikasnosti na osnovu (Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014) modela za period od 2015-2019. godine

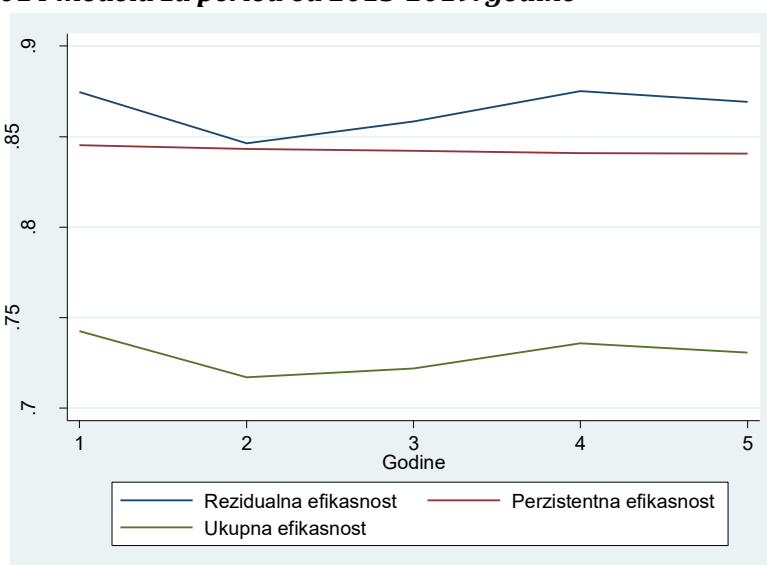


Izvor: obrada autora

Grafikon 80 predstavljen u nastavku, daje prikaz ukupne, perzistentne i rezidualne ocene tehničke efikasnosti za period od 2015-2019. godine na osnovu *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* modela, respektivno. Primetno je da je rezidualna tehnička efikasnost na nešto višem nivou od perzistentne tehničke efikasnosti. Ipak, kako su navedene razlike minimalne, neophodno je istovremeno obratiti pažnju na obe grupe faktora od uticaja koji profilisu tehničku (ne)efikasnost.

Kada je reč o kretanju rezidualne tehničke efikasnosti kroz period od 2015. do 2019. godine, primetno je da je najviša vrednost zabeležena 2018. godine, kada je iznosila 87,51%. Ipak, najviša vrednost ukupno ostvarene tehničke efikasnosti zabeležena je 2015. godine kada je iznosila 74,3%. S druge strane, najmanja vrednost rezidualne tehničke efikasnosti zabeležena je 2016. godine, kada je iznosila 84,62%. U istoj 2016. godini ostvarena vrednost ukupne tehničke efikasnosti je bila na najvišem nivou za posmatrani period (71,72%).

Grafikon 80. Ocena ukupne, perzistentne i rezidualne tehničke efikasnosti na osnovu *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* modela za period od 2015-2019. godine



Izvor: obrada autora

Grafikon 81 predstavljen u nastavku daje pregled ostvarene tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka za period 2015-2019. godine, prema izdvojenim faktorima od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost.

Grafikon 81a, daje uvid u raspodelu ukupno ostvarene tehničke efikasnosti prema stepenu obuke donosioca odluka na gazdinstvu. Utvrđeno je da gazdinstva u okviru kojih se donosioci odluka oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo ostvaruju u proseku veću vrednost tehničke efikasnosti za sve godine obuhvaćene analizom. Gazdinstva gde donosioci odluka nisu završili nikakav vid obuke u prethodnom periodu, u proseku beleže ukupnu ocenu tehničke efikasnosti koja se kreće u intervalu od 72,9% do 75,3%, za razliku od onih donosioca odluka koji su završili neki vid obuke i ostvaruju u proseku vrednost tehničke efikasnosti koja se kreće u intervalu od 66,2% do 71,5% za posmatrani petogodišnji period. Uočene razlike su u skladu sa izvedenim zaključcima prilikom kvantifikovanja uticaja posmatrane varijable na perzistentnu tehničku (ne)efikasnost. Iako je posmatrani faktor od uticaja posmatran sa aspekta uticaja na perzistentnu tehničku (ne)efikasnost, očigledno je da profiliše i ukupnu ocenu tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava.

Grafikon 81b, daje uvid u raspodelu tehničke efikasnosti prema regionalnoj pripadnosti gazdinstava. Utvrđeno je da gazdinstva koja figuriraju na teritoriji Srbija – sever ostvaruju nešto veću vrednost tehničke efikasnosti (od 74,1% do 79,5%), za razliku od gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – jug (od 69,9% do 73,5%) za posmatrani vremenski period. Ipak, za posmatranu varijablu nije utvrđen statistički značajan uticaj na perzistentnu tehničku (ne)efikasnost, pa se na osnovu ocene VI klase modela navedene razlike mogu zanemariti.

Posmatrajući raspodelu ukupne tehničke efikasnosti u skladu sa vlasništvom nad sredstvima za proizvodnju, utvrđeno je da gazdinstva koja se oslanjaju pored sopstvenog rada i na rad plaćene radne snage, ostvaruju u proseku veću vrednost tehničke efikasnosti koja se za posmatrani period kreće u intervalu od 79,4% do 83,2%. Gazdinstva koja se oslanjaju isključivo na sopstveni rad ostvaruju nešto nižu prosečnu vrednost ukupne tehničke efikasnosti, koja se za posmatrani petogodišnji period kreće u intervalu od 67,5% do 70,3% (grafikon 81c). Uočene razlike je potrebno posmatrati sa posebnom pažnjom, usled statističke značajnosti posmatrane varijable prilikom ispitivanja njenog uticaja na perzistentnu tehničku (ne)efikasnost.

S druge strane, gazdinstva koja pored sopstvenog zemljišta obrađuju i zemljište koje se nalazi u zakupu, ostvaruju nešto veću vrednost ukupne tehničke efikasnosti za posmatrani petogodišnji period u odnosu na one koji obrađuju isključivo sopstveno zemljište (grafikon 81d). Prosečna ocena tehničke efikasnosti gazdinstava koja obrađuju i zemljište u zakupu u proseku beleže tehničku efikasnost koja se kreće u intervalu od 71,9% do 76,6%. Gazdinstva koja proizvodnju kabaste hrane organizuju isključivo na sopstvenom zemljištu beleže nešto manju vrednost ukupne tehničke efikasnosti koja se za posmatrani petogodišnji period kreće u intervalu od 67,8% do 73,6%. Kako posmatrana varijabla nije statistički značajna u modelu perzistentne tehničke (ne)efikasnosti, uočene razlike se mogu zanemariti ili razmatrati u okviru pojedinih godina posebno, gde se izdvaja 2018. godina kada je zabeležena najveća razlika između dve grupe gazdinstava.

Kao što je utvrđeno i na osnovu prethodno ocenjenih modela, najveću prosečnu vrednost ostvarene tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva čiji donosioci odluka imaju između 31 i 40 godina starosti (77,9%). Sa daljim povećanjem godina starosti, primetan je trend pada prosečno ostvarene tehničke efikasnosti. Takođe, nešto niži nivo ostvarene tehničke efikasnosti beleže i gazdinstva čiji donosioci odluka imaju manje od 30 godina (grafikon 81e). Osvrtom na dobijene rezultate u pogledu statističke značajnosti posmatrane varijable u modelu perzistentne tehničke (ne)efikasnosti, prethodno izvedeni zaključak je potrebno dodatno objasniti.

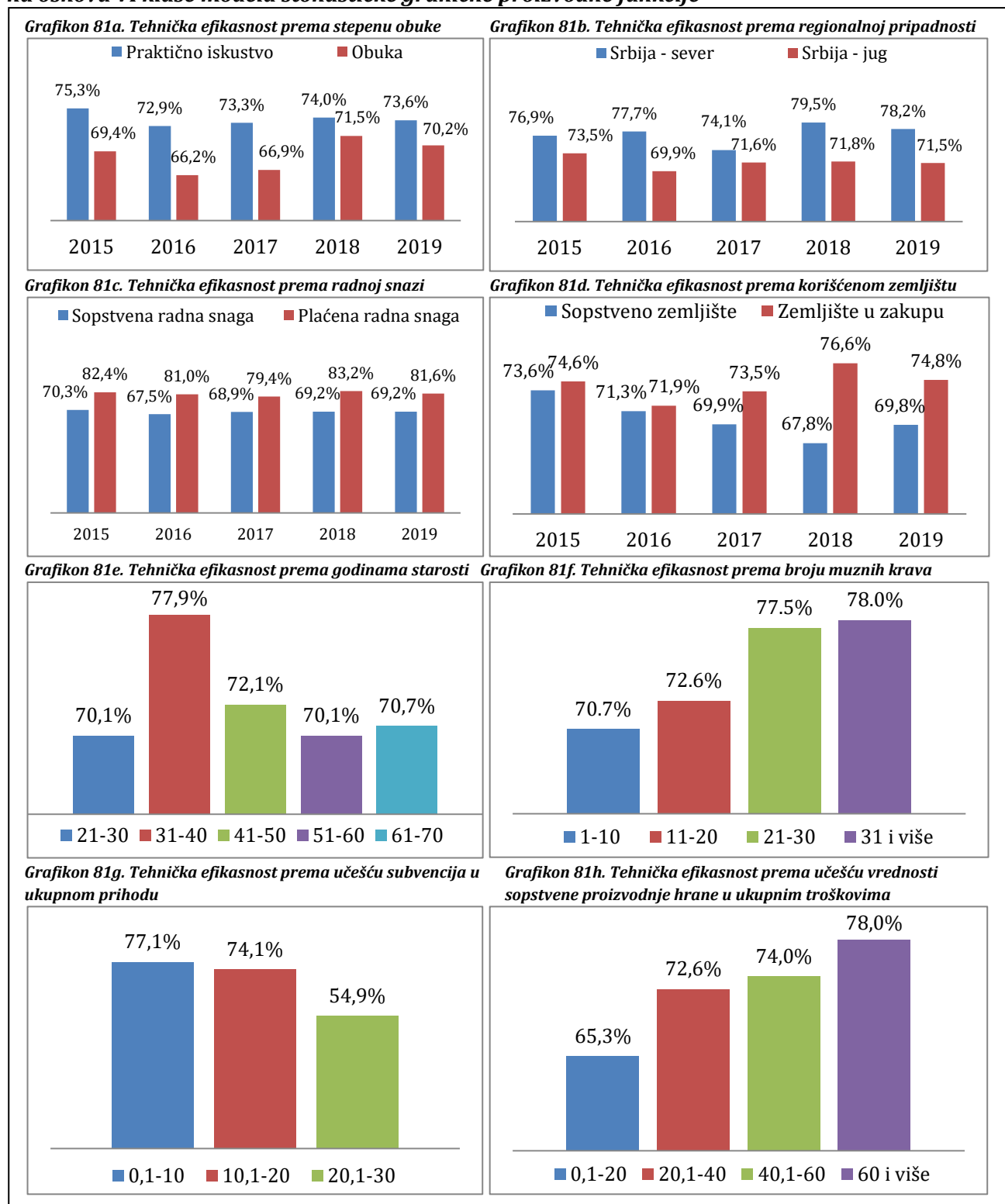
Naime, u modelu perzistentne tehničke (ne)efikasnosti, varijabla koja se odnosi na godine starosti poljoprivrednih proizvođača ima pozitivan predznak, što govori da sa povećanjem godina starosti opada perzistentna tehnička efikasnost. Na prvi pogled kontradiktorne zaključke je moguće objasniti posebnim isticanjem kategorije proizvođača od 31 do 40 godina starosti. Navedena grupa poljoprivrednih proizvođača se posebno izdvaja, dok kod preostalih grupa proizvođača prema godinama starosti nisu zabeležene značajnije razlike u ostvarenoj oceni tehničke efikasnosti.

Kada je reč o raspodeli ukupne tehničke efikasnosti prema veličini gazdinstva, primetan je trend rasta prosečne vrednosti tehničke efikasnosti u skladu sa rastom brojem muznih krava na gazdinstvu (grafikon 81f). Gazdinstva koja broje više od 30 muznih krava beleže prosečnu vrednost ukupne tehničke efikasnosti od 78,0%. Ono što se može uočiti na osnovu grafičkog prikaza, potvrđeno je prilikom ispitivanja uticaja posmatrane varijable na rezidualnu tehničku (ne)efikasnost analiziranih gazdinstava.

Raspodela ostvarene tehničke efikasnosti prema učešću subvencija u ukupnom prihodu, kao što je to bio slučaj i sa prethodno ocenjenim modelima, pokazuje trend pada ostvarene tehničke efikasnosti sa povećanjem učešća primljenih subvencija u ukupnom prihodu (grafikon 81g). Najveću prosečnu vrednost tehničke efikasnosti beleže gazdinstva gde subvencije učestvuju sa manje od 10% u ukupnom prihodu (77,1%). S druge strane, gazdinstva gde se posmatrano učešće kreće u intervalu od 20,1 do 30% u proseku beleže znatno nižu vrednost tehničke efikasnosti koja iznosi 54,9%. Kao i kod prethodno posmatranog faktora od uticaja, izvedeni zaključak je u skladu sa rezultatima modela rezidualne tehničke (ne)efikasnosti.

Na kraju, bitno je istaći da sa povećanjem učešća vrednosti sopstvene proizvodnje u ukupnim troškovima gazdinstava, raste i ostvarena tehnička efikasnost analiziranih gazdinstava (grafikon 81h). Naime, gazdinstva gde navedeno učešće iznosi 60 i više procenata beleže najveću prosečnu vrednost ukupne tehničke efikasnosti (78,0%). Gazdinstva sa najmanjim učešćem vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima gazdinstava ostvaruju znatno nižu vrednost tehničke efikasnosti koja se u proseku nalazi na nivou od 65,3%. Na ovaj način, još jednom je potvrđen izvedeni zaključak na osnovu statističke inferencije dodatnom analizom raspodele ukupne tehničke efikasnosti.

Grafikon 81. Raspodela ukupne tehničke efikasnosti RPG prema dodatnim faktorima od uticaja, na osnovu VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije



Izvor: obrada autora

Prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, dobijene su različite vrednosti tehničke efikasnosti, a sve u skladu sa različitim klasama modela koje su razmatrane. Tabela 38, predstavljena u nastavku, daje pregled dobijenih ocena tehničke efikasnosti na osnovi svih šest ocenjenih klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije i u okviru njih izdvojenih modela na osnovu kojih je izvršena dalja analiza raspodele tehničke efikasnosti, kao i interpretacija dobijenih rezultata.

Tabela 38. Ocenjene vrednosti tehničke efikasnosti analiziranih gazdinstava

Klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije	Tehnička efikasnost	Standardna devijacija	Interval varijacije	
			Minimum	Maksimum
I	0,6304	0,1454	0,2593	1,0000
II	0,8224	0,1044	0,4869	0,9624
III	0,8199	0,1154	0,3414	0,9749
IV	0,7896	0,1390	0,2778	0,9730
V	0,5470	0,1382	0,1742	0,9255
VI	0,7296	0,1222	0,2817	0,9063

Izvor: obrada autora

U okviru I klase modela, izdvojen je panel regresioni modela fiksnih efekata sa robusnom standardnom greškom. Prosečna ocena ukupne tehničke efikasnosti koja je zajednička za sva posmatrana gazdinstva u periodu od 2015. do 2019. godine iznosi 63,04%. Drugim rečima, procenjeno je da su analizirana gazdinstva mogla povećati svoj autput za 36,96% uz postojeći nivo utrošenih inputa. Znatno niža vrednost ocenjene tehničke efikasnosti I klase modela, u odnosu na ostale klase modela (osim V klase modela), proizilazi iz ocene vremenski invarijantne komponente koja istovremeno obuhvata heterogenost između jedinica posmatranja i ocenu tehničke neefikasnosti. Na taj način, ocena vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti je pristrasna, dajući veću vrednost tehničke neefikasnosti nego što ona zaista jeste usled nemogućnosti da se individualni efekti ocene odvojeno od komponente koja predstavlja tehničku neefikasnost.

Uvođenjem pretpostavke o raspodeli tehničke neefikasnosti, što je karakteristika preostalih pet klasa modela, dobijene su za oko 20% više vrednosti tehničke efikasnosti (izuzev V klase modela). U okviru II klase modela, izdvojen je model koji se zasniva na prvoj klasi modela (vremenski invarijantna ocena tehničke neefikasnosti), s tim da vremenski invarijantna komponenta prati polu-normalnu raspodelu. Dobijena ocena ukupne tehničke efikasnosti koja je zajednička za sva analizirana gazdinstva, za posmatrani petogodišnji period iznosi 82,24%.

Kod ocene III klase modela, gde je prvi put uvedena ocena vremenski varijantne tehničke efikasnosti, izdvojen je *Kumbhakar & Wang, 2005* model, čija ocena tehničke efikasnosti iznosi 81,99%. Slična vrednost vremenski varijantne tehničke efikasnosti dobijena je i na osnovu IV klase modela, 78,96%. Konkretno, izdvojen je model "pravih" slučajnih, gde je dodatnim testiranjem utvrđeno da vremenski varijantna komponenta tehničke neefikasnosti prati trankiranu-normalnu raspodelu.

Glavna karakteristika V klase modela jeste odvojena ocena perzistentne (vremenski invarijantne) i rezidualne (vremenski varijantne) tehničke efikasnosti, a zatim i ocena ukupne tehničke efikasnosti koja predstavlja proizvod prethodno navedenih komponenti tehničke efikasnosti. Dobijena ocena ukupne tehničke efikasnosti V klase modela, u okviru koje je izdvojen *Kumbhakar & Heshmati, 1995* model, iznosi 54,70%. Ovo je ujedno i najmanja ocena tehničke efikasnosti za posmatrana gazdinstva, posmatrajući svih šest ocenjenih klasa modela. Može se reći da su razlozi za ovako nisku ocenu ukupne tehničke efikasnosti, u odnosu na II, III, IV i VI klasu modela, metodološke prirode.

Naime, ocena V klase modela podrazumeva uvođenje pretpostavke o raspodeli vremenski varijantne komponente tehničke neefikasnosti, ali ne i vremenski invarijantne komponente. Samim tim, ocena perzistentne tehničke efikasnosti i dalje ostaje pristrasna jer nije omogućena odvojena ocena individualnih efekata koji predstavljaju heterogenost između jedinica posmatranja i vremenski invarijantne komponente. S tim u vezi, očigledno je da pristrasna ocena perzistentne tehničke efikasnosti utiče na to da i ocena ukupne tehničke efikasnosti bude pristrasna.

Na kraju, prilikom ocene VI klase modela, gde je izdvojen *Kumbhakar, Lien & Hardaker, 2014* model, dobijena je ukupna ocena tehničke efikasnosti koja iznosi 72,96%. Veća ocena ukupne tehničke efikasnosti VI klase modela u odnosu na V klasu modela, može se objasniti odvojenom ocenom perzistentne tehničke neefikasnosti i individualnih efekata. Na taj način, prevaziđen je problem pristrasne ocene vremenski invarijantne komponente, što znači da je perzistentna tehnička neefikasnost posmatrana kao komponenta ukupne tehničke neefikasnosti koja obuhvata uticaj faktora koji profilišu dugoročnu efikasnost poslovanja, izuzimajući individualne efekte koji predstavljaju heterogenost između jedinica posmatranja.

Takođe, bitno je istaći da bez obzira na ocenjenu klasu modela, pojedine grupe gazdinstava se izdvajaju kao najefikasnija, dok se pojedine grupe gazdinstava izdvajaju kao najmanje efikasna. Na osnovu dobijenih ocena tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, moguće je izdvojiti grupu gazdinstava koji spadaju u kategoriju najefikasnijih proizvođača. Kako je ocena tehničke efikasnosti izvršena na osnovu šest različitih klasa modela, u okviru poslednjeg decila distribucije prosečnih vrednosti ostvarene tehničke efikasnosti za posmatrani petogodišnji period na osnovu svih šest klasa modela, figurira ukupno 16 različitih gazdinstava. Izdvojena grupa gazdinstava je posebno analizirana sa aspekta korišćenih inputa i outputa prilikom formiranja proizvodne funkcije na osnovu koje je izvršena ocena tehničke efikasnosti, kao i dodatnih faktora od uticaja na bazi kojih su definisane radne hipoteze u sprovedenom istraživanju.

S druge strane, izdvojena je i grupa poljoprivrednih gazdinstava koja čine prvi decil distribucije prosečnih vrednosti ostvarene tehničke efikasnosti za posmatrani petogodišnji period svih šest klasa modela. Izdvojenu grupu najmanje efikasnih poljoprivrednih gazdinstava čini ukupno 13 različitih gazdinstava. Ovde je takođe izvršena analiza karakteristika posmatranih gazdinstava sa aspekta korišćenih inputa i outputa u proizvodnoj funkciji, kao i dodatnih faktora od uticaja na osnovu kojih su definisane radne hipoteze u sprovedenom istraživanju.

Kada je reč o grupi poljoprivrednih gazdinstava koja beleže najveću ocenu tehničke efikasnosti, primetno je da se najveći broj ovih gazdinstava nalazi na teritoriji Srbija – jug (12 gazdinstava), dok tek 4 gazdinstva posluju na teritoriji regiona Srbija – sever. Slična raspodela je zabeležena i prilikom analize najmanje efikasne grupe gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Naime, 12 od ukupno 13 posmatranih gazdinstava figurira na teritoriji Srbija – jug, dok se samo jedno gazdinstvo nalazi na teritoriji Srbija – sever. Dakle, na osnovu regionalne raspodele posmatranih gazdinstava u okviru dve ekstremne grupe, primetno je da u okviru regiona Srbija – jug posluju gazdinstva koja u većoj meri ostvaruju i najveću i najmanju ocenu tehničke efikasnosti.

Poredeći ostvarenu vrednost poljoprivredne proizvodnje između dve posmatrane grupe gazdinstava, ustanovljeno je da gazdinstva koja ostvaruju najveću ocenu tehničke efikasnosti u proseku ostvaruju vrednost poljoprivredne proizvodnje od 3.194,0 EUR/UG stoke, dok gazdinstva koja beleže najmanju ocenu tehničke efikasnosti ostvaruju ukupnu vrednost od 1.742,9 EUR/UG stoke u proseku. Dakle, za gazdinstva koja ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti, karakteristično je to da ostvaruju i do dva puta veću vrednost poljoprivredne proizvodnje po UG stoke od najmanje efikasnih gazdinstava.

S druge strane, gazdinstva koja spadaju u grupu najefikasnijih gazdinstava sa aspekta tehničke efikasnosti, u proseku angažuju manji broj godišnjih radnih jedinica po UG stoke od gazdinstava koja imaju najmanju ocenu tehničke efikasnosti, 0,19 GJR/UG stoke u odnosu na 0,22 GJR/UG stoke respektivno. Takođe, grupa gazdinstava koja ostvaruje najveću ocenu tehničke efikasnosti u proseku raspolaže sa kapitalom koji iznosi 4.350,5 EUR/UG stoke, za razliku od najmanje efikasnih gazdinstava čija prosečna vrednost kapitala iznosi 4.811,6 EUR/UG stoke. Na taj način, može se izvesti zaključak da tehnički efikasnija gazdinstva troše manje radnih sati po UG stoke tokom radnog procesa u odnosu na najmanje tehnički efikasna gazdinstva. S druge strane, prosečna vrednost kapitala po UG stoke koja je na nižem nivou u odnosu na najmanje efikasna gazdinstva ukazuje na to da tehnički efikasna gazdinstva na nešto bolji način koriste raspoloživa sredstva.

Grupa gazdinstava koja ostvaruje najveću ocenu tehničke efikasnosti u proseku imaju veće troškove proizvodnje od najmanje tehnički efikasnih gazdinstava, 1.938,7 EUR/UG u odnosu na 1.304,4 EUR/UG stoke respektivno. Iz prethodno navedenog se može izvesti zaključak da su efikasnija gazdinstva spremna na veća ulaganja u sam proizvodni proces. Stiče se utisak da više efikasna gazdinstva zapravo koriste kvalitetnije inpute tokom proizvodnog procesa, što im se višestruko isplati. Pored navedenog, bitno je istaći da najefikasnija gazdinstva koriste veće poljoprivredne površine, 21,9 ha, za razliku od 13,4 ha koliko u proseku obrađuju najmanje efikasna gazdinstva. Iz prethodno navedenog, može se pretpostaviti da najefikasnija gazdinstva imaju veći obim proizvodnje, na osnovu čega beleže veći stepen iskorišćenosti raspoloživih resursa i samim tim veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na ostala gazdinstva.

Analizirajući karakteristike izdvojenih grupa poljoprivrednih gazdinstava sa aspekta dodatnih faktora od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost, takođe su primetne izvesne razlike koje su u najvećem delu prethodnog dela diskusije potvrđene.

Pre svega, broj poljoprivrednih proizvođača koji su završili dodatnu obuku podjednako figuriraju u obe grupe gazdinstava, tako da se značajnije razlike ne mogu identifikovati. Kod najefikasnijih poljoprivrednih gazdinstava, pisutno je pet poljoprivrednih proizvođača koji su pohađali neki vid dodatne obuke, dok je kod najmanje efikasnih gazdinstava broj poljoprivrednika koji su završili dodatnu obuku iznosio 4 od ukupno 13. Dakle, kao što je ustanovljeno i prilikom testiranja druge radne hipoteze, dodatna obuka ne pravi razliku čak ni između najviše i najmanje tehnički efikasnih gazdinstava.

U okviru grupe najefikasnijih gazdinstava, tačno jedna polovina gazdinstava se isključivo oslanjala na sopstvenu radnu snagu, dok je druga polovina u nekom trenutku angažovala i dodatnu radnu snagu. Ipak, među najmanje tehnički efikasnim gazdinstvima samo dva gazdinstva su angažovala i plaćenu radnu snagu, pa se može reći da ova grupa gazdinstava u najvećoj meri oslanjala na rad članova domaćinstva, što se može povezati sa manjim obimom proizvodnje i generalnim potrebama za dodatnom random snagom koja su na nižem nivou u odnosu na gazdinstva koja ostvaruju najveću ocenu tehničke efikasnosti.

Kada je reč o uticaju vlasništva nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem, primetno je da kod najviše tehnički efikasnih gazdinstava podjednako figuriraju ona gazdinstva koja su obrađivala isključivo sopstveno zemljište, kao i ona gazdinstva koja su u pojedinim godinama raspolagala i sa zemljištem u zakupu. S druge strane, primetno je da su se najmanje efikasna gazdinstva u najvećoj meri oslanjala na zemljište u zakupu, iz čega se može izvesti zaključak da su proizvođači koji se oslanjaju na sopstveno zemljište ipak bili više motivisani da raspoloživi zemljišni resurs iskoriste na bolji način.

U pogledu godina starosti poljoprivrednih proizvođača, ustanovljeno je da je prosečna starost proizvođača u okviru najefikasnijih poljoprivrednih gazdinstava iznosila 42,3, što je nešto manje od prosečne starosti proizvođača najmanje efikasnih gazdinstava koja iznosi 48,9 godina u proseku. Iako se na osnovu navedene razlike ne može u potpunosti potvrditi izvedeni zaključak svojstven drugoj radnoj hipotezi, jasno je da su proizvođači u srednjim godinama najefikasniji.

Prosečan broj raspoloživih uslovnih grla muznih krava najefikasnijih gazdinstava iznosi 14,6, s tim da je bitno istaći da je prisutan širok interval varijacije koji se kreće od 4 do 35,7 UG muznih krava. S druge strane, najmanje efikasna poljoprivredna gazdinstva u proseku su raspolagala sa 12,1 UG muznih krava uz znatno uži interval varijacije koji se kreće od 4,6 do 19,2 UG muznih krava. Na taj način, može se zaključiti da gazdinstva koja raspoložuju sa većim brojem muznih krava beleže i veću ocenu tehničke efikasnosti, što još jednom potvrđuje tezu da gazdinstva koja imaju veći obim proizvodnje ujedno su i efikasnija u odnosu na ona gde je obim proizvodnje manji.

Značajnije razlike su zabeležene sa aspekta učešća ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu, kao i učešću ostvarene vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima gazdinstava. Naime, ustanovljeno je da kod najviše efikasnih gazdinstava, učešće subvencija u ukupnom prihodu iznosi u proseku 8,9%, dok je taj procenat kod najmanje efikasnih gazdinstava u proseku na nivou od 16,6%. Slično, učešće ostvarene vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima najviše efikasnih gazdinstava, u proseku iznosi 36,9% dok je posmatrano učešće kod najmanje efikasnih gazdinstava na nivou od 30,0%.

5.3. Diskusija

Iako se ocene tehničke efikasnosti dobijene na osnovu razmatranih klasa modela međusobno razlikuju, primetne su izvesne pravilnosti po pitanju statističke značajnosti varijabli koje definišu proizvodnu funkciju. Naime, svi ocenjeni modeli ukazuju na statistički značajan uticaj raspoloživog kapitala i ukupnih troškova proizvodnje na ostvarenu vrednost proizvodnje. Takođe, varijabla koja predstavlja vreme, odnosno promenu ostvarene vrednosti proizvodnje u dimenziji vremena, pokazuje statističku značajnost. Pored navedenog, varijable koje se odnose na angažovani rad i korišćeno poljoprivredno zemljište nisu statistički značajne, osim kod izdvojenog modela IV klase.

Dakle, kada je reč o ocenjenim modelima proizvodnih funkcija, može se reći da raspoloživi kapital i ukupni troškovi proizvodnje u najvećoj meri profilisu ostvarenu vrednost poljoprivredne proizvodnje analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Pozitivan predznak ocenjenih koeficijenata regresije uz navedene varijable kod svih šest klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije, ukazuje na to da se eventualnim povećanjem raspoloživog kapitala i ukupnih troškova proizvodnje, može očekivati dodatni rast ostvarene vrednosti proizvodnje. Samim tim, dodatnim ulaganjima u kapital, odnosno imovinu poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, kao i ulaganja u proizvodni proces što iziskuje povećanje troškova proizvodnje, za očekivati je izvesna poboljšanja i sa aspekta tehničke efikasnosti.

Generalno posmatrano, statistički značajan uticaj varijable koja predstavlja kapital poljoprivrednih gazdinstava, može se okarakterisati kao stanje u sektoru mlečnog govedarstva gde postoji opravdan razlog za ulaganjem u imovinu i na osnovu čega je za očekivati dodatno unapređenje proizvodnih rezultata. U skladu sa varijablom koja se odnosi na vrednost ukupnog kapitala, odnosno vrednosti ukupnih sredstava sa kojima gazdinstva raspoložuju kao sastavne komponente navedene varijable, za očekivati je da se dodatnim ulaganjima u navedena sredstva poboljša i proizvodni rezultat.

Drugim rečima, za očekivati je da se dodatnim ulaganjima u mehanizaciju i opremu, modernizaciju proizvodnih objekata, kao i unapređenje proizvodnih performansi osnovnog stada, poveća ostvarena vrednost poljoprivredne proizvodnje.

Dobijeni rezultati ukazuju na to da postoji potreba za dodatnim ulaganjima i da posmatrana gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka ne ostvaruju optimalan nivo proizvodnje sa aspekta ostvarene vrednosti proizvodnje. Ipak, neophodno je uzeti u obzir "zakon opadajućih prinosa" koji karakteriše poljoprivrednu proizvodnju, a koji ukazuje na to da sa jediničnim povećanjem inputa uz nepromenjene ostale uslove, nakon određenog nivoa ulaganja, proizvodni rezultati počinju da opadaju. Samim tim, za očekivati je da se dodatnim ulaganjima u kapital poljoprivrednih gazdinstava poboljša proizvodni rezultat do određenog nivoa.

U zavisnosti od ocenjene klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije, razlikuju se vrednosti ocenjenih koeficijenata regresije uz varijablu koja se odnosi na vrednost kapitala. Na osnovu modela svih šest klasa, procenjeni rast vrednosti poljoprivredne proizvodnje po UG stoke, usled povećanja raspoloživog kapitala po UG stoke za 1%, kreće se u intervalu od 0,11 do 0,27%.

Pozitivni efekti angažovanog kapitala na proizvodni rezultat analiziranih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka zabeleženi su u brojnim radovima koji su bili predmet analize u sprovedenom istraživanju.¹⁸² Slično, u mnogim drugim naučnim publikacijama koja

¹⁸²Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

Piesse J., Thirtle C., Turk J. (1996), *Efficiency and Ownership in Slovene Dairying: A Comparison of Econometric and Programming Techniques*, Journal of Comparative Economics, Vol. 22, No 1, pp. 1-22.

Hallam D. & Machado F. (1996), *Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (2000), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

Hadley D., Shankar., Thirtle C., Coelli T. (2001), *Financial Exposure and Farm Efficiency: Evidence from The England and Wales Dairy Sector*, American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Chicago, IL, August 5-8, 2001.

Brümmer B., Glauhen T., Thijssen G. (2002), *Decomposition of productivity growth using distance functions: the case of dairy farms in three European countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.

Johansson Helena (2005), *Technical, Allocative, And Economic Efficiency In Swedish Dairy Farms: The Data Envelopment Analysis Versus The Stochastic Frontier Approach*, XIth Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Sipiläinen T. & Lansink A.O. (2005), *Learning in Organic Farming - An Application on Finnish Dairy Farms*, XIth Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Lopes F. (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April, 2008.

Lakner S., Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

Barnes A. & Revoredo-Giha C. (2011), *A Metafrontier Analysis of Technical Efficiency of Selected European Agricultures*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30th to September 2nd, 2011, ETH Zurich, Zurich, Switzerland.

su bila predmet analize, a gde su u fokusu bili različiti tipovi poljoprivrednih gazdinstava, takođe je zabeležen pozitivan uticaj angažovanog kapitala na ostvarenu vrednost proizvodnje.¹⁸³

Pored kapitala kao varijable koja pokazuje statističku značajnost u ocenjivanim modelima proizvodnih funkcija, neophodno je posebnu pažnju posvetiti i uticaju ukupnih troškova na ostvarenu vrednost proizvodnje. Pozitivan uticaj ukupnih troškova na ostvarenu vrednost proizvodnje može se interpretirati kao potreba za dodatnim ulaganjima u proizvodni proces. Dodatna ulaganja u proizvodni proces mogu se odnositi kako na biljnu tako i na stočarsku proizvodnju.

Povećanje troškova u okviru biljne proizvodnje koja bi mogla imati pozitivne implikacije na vrednost ostvarene proizvodnje, mogu se odnositi na nabavku kvalitetnijeg semena, mineralnog đubriva i sredstava za zaštitu bilja. S druge strane, povećanje troškova u okviru stočarske proizvodnje mogu podrazumevati nabavku kvalitetnije koncentrovane hrane za muzne krave, kao i veću brigu o zdravstvenom stanju životinja što bi trebalo da se pozitivno odrazi na količinu, ali i kvalitet proizvedenog mleka. Drugim rečima, povećanje troškova bi trebalo da se odnosi na poboljšanje kvaliteta korišćenih inputa.

U skladu sa rezultatima istraživanja, eventualno povećanje posmatranog outputa po UG stoke kreće se u intervalu od 0,33% do 0,51%, usled povećanja ukupnih troškova po UG stoke za 1%. Ovde se dolazi do sličnog zaključka kao i prilikom interpretacije značaja raspoloživog kapitala na ostvarenu vrednost proizvodnje. U skladu sa "zakonom opadajućih prinosa", za očekivati je povećanje ostvarene vrednosti proizvodnje usled ulaganja u korišćene inpute do

Lakner S. (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

Kovács K (2014), *Dairy farms efficiency analysis before the quota system abolishment*, Applied Studies in Agribusiness and Commerce, AGRIMBA, Vol. 8, No. 2-3, pp. 1-11.

Mamardashvili Phatima & Jan P. (2014), *Environmentally harmful by-products in efficiency analysis: An example of nitrogen surplus on Swiss dairy farms*, Poster paper prepared for presentation at the EAAE 2014 Congress 'Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies' August 26 to 29, 2014 Ljubljana, Slovenia.

¹⁸³Kontos A. & Young T. (1983), *An analysis of technical efficiency on a sample of Greek farms*, European Review of Agricultural Economics, vol. 10 No. 3, pp. 271-280.

Ivaldi M., Perrigne Isabelle, Simioni M. (1994), *Productive Efficiency of French Grain Producers: A Latent Variable Model*, Journal of Productivity Analysis Vol. 5, No.3, pp.287-299.

Heshmati A. & Kumbhakar S.C. (1997), *Estimation of Technical Efficiency in Swedish Crop Farms: A Pseudo Panel Data Approach*, Journal of Agricultural Economics, vol. 48, No.1-3, pp.22-37.

Thiele H. & Brodersen C. (1999), *Differences in farm efficiency in market and transition economies: empirical evidence from West and East Germany*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 26, No. 3, pp. 331-347.

Lansink A.O. (2000), *Productivity growth and efficiency measurement: a dual approach*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 27, No. 1, pp. 59-73.

Brümmer B. (2001), *Estimating confidence intervals for technical efficiency: the case of private farms in Slovenia*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 28, No. 3, pp. 285-306.

Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2002), *Measuring technical efficiency in the Greek agricultural sector*, Applied Economics, Vol. 34, No. 11, pp. 1345-1357.

Iraizoz B., Rapun M., Zabaleta I. (2003), *Assessing the technical efficiency of horticultural production in Navarra, Spain*, Agricultural Systems, Vol. 78, No. 3, pp. 387-403.

Madau F. (2007), *Technical Efficiency in Organic and Conventional Farming: Evidence from Italian Cereal Farms*, Agricultural Economics Review, Vol. 8, No. 1, pp. 1-17.

Zhu X., Lansink A.O. (2009), *Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004*, Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22, 2009.

određenog nivoa. Na taj način, nameće se poseban značaj analize proizvodnih rezultata sa aspekta ostvarene efikasnosti, što pruža odgovor na pitanje koji su to segmenti od uticaja generalnih indikatora proizvodnog mehanizma koji vode unapređenju poljoprivredne proizvodnje.

Pozitivna korelacija između troškova i ostvarene vrednosti poljoprivredne proizvodnje, gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, ustanovljena je u brojnim naučnim publikacijama koja su bila predmet istraživanja.¹⁸⁴

¹⁸⁴Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

Hallam D., Machado F. (1996), *Efficiency Analysis With Panel Data: A Study Of Portuguese Dairy Farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (2000), *Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA*, European Journal of Operational Research 121, No.121, pp. 287-303.

Hadley D., Shankar., Thirtle C., Coelli T. (2001), *Financial Exposure and Farm Efficiency: Evidence from The England and Wales Dairy Sector*, American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Chicago, IL, August 5-8, 2001.

Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

Brümmer B., Glauben T., Thijssen G. (2002), *Decomposition Of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case Of Dairy Farms In Three European Countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.

Johansson Helena (2005), *Technical, Allocative, And Economic Efficiency In Swedish Dairy Farms: The Data Envelopment Analysis Versus The Stochastic Frontier Approach*, Poster background paper prepared for presentation at the XI International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Sipiläinen T. & Lansink A.O. (2005), *Learning in Organic Farming - An Application on Finnish Dairy Farms*, XIth Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Lopes Fernando (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April 2008.

Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

Barnes A. & Revoredo-Giha C. (2011), *A Metafrontier Analysis of Technical Efficiency of Selected European Agricultures*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30th to September 2nd, 2011, ETH Zurich, Zurich, Switzerland.

Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

Mamardashvili Phatima & Jan P. (2014), *Environmentally harmful by-products in efficiency analysis: An example of nitrogen surplus on Swiss dairy farms*, Poster paper prepared for presentation at the EAAE 2014 Congress 'Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies' August 26 to 29, 2014 Ljubljana, Slovenia.

Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

S druge strane, u određenim naučnim publikacijama utvrđena je pozitivna korelacija između ostvarenih troškova proizvodnje i proizvedene količine mleka.¹⁸⁵ Slično, u pojedinim naučnim publikacijama identifikovana je pozitivna korelacija između utrošenih količina hraniva i proizvedene količine mleka.¹⁸⁶

Takođe, kako je kod svih ocenjenih modela, varijabla koja se odnosi na vreme, statistički značajna, opšti zaključak je da postoji izvesna promena produktivnosti iako se radi o relativno kratkom vremenskom horizontu koji je obuhvaćen istraživanjem. Na osnovu ocenjenih modela, prosečan godišnji rast produktivnosti se kreće u intervalu od 3,84% do 5,52%.

Rast produktivnosti prevashodno zavisi od istraživačke delatnosti u posmatranom sektoru.¹⁸⁷ Slično, pojedini autori ističu značaj ulaganja u istraživanja kao osnovne determinante razvoja produktivnosti. Posebno se navodi primer zemalja u tranziciji, gde je istraživačka delatnost prevashodno usmerena rešavanju lokalnih problema.¹⁸⁸ S tim u vezi, sa aspekta poljoprivredne proizvodnje nameće se zaključak da je povećanje produktivnosti zemalja u razvoju, posledica pre svega kontinuiranog uvoza tehnoloških rešenja kako u biljnoj tako i u stočarskoj proizvodnji, gde vrlo važnu ulogu mogu imati poljoprivredne savetodavne službe.¹⁸⁹ Samim tim, za očekivati je rast ukupne produktivnosti i za naredni period, s tim da je taj rast neophodno posmatrati kao generalni razvoj tehnologije za koji individualni poljoprivredni proizvođači nisu zaslužni, već je taj rast posledica kontinuiranog razvoja tehnologije na globalnom nivou (razvoj tehnologije semenskih hibrida, poljoprivredne mehanizacije, rasnih karakteristika muznih krava i sl.). U skladu sa prethodno navedenim, u brojnim naučnim publikacijama koja su bila predmet istraživanja, rast ukupne produktivnosti je interpretiran kao posledica tehnoloških promena u sektoru mlečnog govedarstva, kao i prilagođavanje proizvođača mleka novim proizvodnim praksama.¹⁹⁰

¹⁸⁵ Alvarez A. & Gonzales E. (1999), *Using Cross-Section Data To Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated With Panel Data*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 81, No. 4, pp. 894-901.

Alvarez A. & Arias C. (2004), *Technical efficiency and farm size: a conditional analysis*, Agricultural Economics, Vol. 30, No. 3, pp. 241-250.

¹⁸⁶ Cuesta Rafael (2000), *A Production Model With Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: With Application to Spanish Dairy Farms*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 13, pp. 139-158.

Karagiannis G., Midmore P., Tzouvelekas V. (2002), *Separating Technical Change from Time-Varying Technical Inefficiency in the Absence of Distributional Assumptions*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 18, pp. 23-38.

¹⁸⁷ Petrović P. & Gligorić Matić Mirjana (2021), *Konvergencija periferije ka razvijenoj EU i faktori koji je opredeljuju - Empirijsko istraživanje i implikacije za Srbiju*, Centar za izdavačku delatnost, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Republika Srbija.

¹⁸⁸ Fuglie K. (2018), *Is agricultural productivity slowing?*, Global Food Security, Vol. 17., pp. 77-83.

¹⁸⁹ Lakner S., Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

¹⁹⁰ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

Cuesta Rafael (2000), *A Production Model With Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: With Application to Spanish Dairy Farms*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 13, pp. 139-158.

S druge strane, u modelima svih šest klasa (izuzev IV klase modela), ustanovljeno je da korišćeno poljoprivredno zemljište i angažovani rad, nemaju statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.

Rezultati analize ukazuju na to da poljoprivredno zemljište bez kojeg nije moguće organizovati proizvodnju mleka, ipak nije faktor koji determiniše dalje unapređenje proizvodnih rezultata. Iako bi po logici stvari povećanje korišćenog poljoprivrednog zemljišta trebalo da ima pozitivan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje, primer gazdinstava u Švedskoj, ukazuje na značaj eventualnog trenda smanjenja poljoprivrednih površina u okviru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka.¹⁹¹ U navedenom slučaju, razvoj dela industrije koji se odnosi na proizvodnju koncentrovane hrane za krave i sve manjim potrebama za sopstevnom proizvodnjom hrane za životinje, takođe može imati uticaj na generalno smanjenje poljoprivrednih površina u sektoru mlečnog govedarstva.

S druge strane, značajan uticaj korišćenog poljoprivrednog zemljišta, može se interpretirati kao dokaz da je zemljište ograničavajući faktor u proizvodnom procesu.¹⁹² Prethodno navedeno bi na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji značilo da zemljište nije ograničavajući faktor. Tim pre, jer prema Zakonu o poljoprivrednom zemljištu,¹⁹³ poljoprivredni proizvođači koji su orijentisani ka stočarskoj proizvodnji na relativno jednostavan način mogu doći do zakupa državnog zemljišta po ceni koja je znatno niža od one cene koju plaćaju nosioci gazdinstava specijalizovanih za ratarsku proizvodnju. U tom slučaju, statistički insignifikantan uticaj korišćenog poljoprivrednog zemljišta na ostvarenu vrednost proizvodnje, može se opravdati izostajanjem motiva kod poljoprivrednih proizvođača da se bave uzgojem muznih krava i proizvodnjom mleka u celini.

Brümmer B., Glauben T., Thijssen G. (2002), *Decomposition Of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case Of Dairy Farms In Three European Countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.

Karagiannis G., Midmore P., Tzouvelekas V. (2002), *Separating Technical Change from Time-Varying Technical Inefficiency in the Absence of Distributional Assumptions*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 18, pp. 23-38.

Lopes Fernando (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April 2008.

Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

Barnes A. & Revoredo-Giha C. (2011), *A Metafrontier Analysis of Technical Efficiency of Selected European Agricultures*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30th to September 2nd, 2011, ETH Zurich, Zurich, Switzerland.

Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

¹⁹¹ Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

¹⁹² Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

¹⁹³ Zakon o poljoprivrednom zemljištu – Službeni glasnik RS, br. 62/2006, 65/2008 – dr. zakon, 41/2009, 112/2015, 80/2017 i 95/2018 – dr. zakon.

Dodatno, razvojem semenskih hibrida (pre svega hibrida kukuruza) i povećanjem prinosa po jedinici površine, kao i primenom savremene mehanizacije koja značajno može unaprediti proizvodne rezultate ratarske proizvodnje, stiže se utisak da nije nužno povećavati obradive površine kako bi se ostvario bolji proizvodni rezultat, već je potrebno unaprediti tehnologiju proizvodnje što obezbeđuje veće prinose po jedinici površine.

Statistički insignifikantan uticaj korišćenog poljoprivrednog zemljišta na ostvarenu vrednost poljoprivredne proizvodnje gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, kao što je slučaj u sprovedenom istraživanju, zabeležen je u brojnim naučnim publikacijama koja su bila predmet istraživanja u ovoj disertaciji.¹⁹⁴ Slično, u pojedinim radovima, varijabla koja se odnosi na korišćeno poljoprivredno zemljište je razmatrana kao dodatno objašnjavajuća varijabla na ostvarenu tehničku efikasnost, gde je takođe utvrđeno da korišćeno poljoprivredno zemljište nema statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost.¹⁹⁵

Pored navedenog, rezultati analize ukazuju na izostajanje statističke značajnosti varijable koja se odnosi na angažovani rad. Ovakav rezultat se može opravdati činjenicom da je rad na poljoprivrednim gazdinstvima specijalizovanim za proizvodnju mleka u najvećem delu automatizovan. Na taj način, značaj ljudskog rada je neophodno sagledavati kroz organizacione sposobnosti donosioca odluka na gazdinstvu, što znači da je potrebno veću pažnju posvetiti načinu upravljanja gazdinstvom i optimizaciji radnih procesa, pre nego utrošenim časovima rada tokom poljoprivredne proizvodnje.

Takođe, izvedeni zaključak dovodi u pitanje i kvalitet radne snage na posmatranim gazdinstvima, naročito rada članova domaćinstva koji je kod analiziranih gazdinstava prisutan u većoj meri u odnosu na plaćenu radnu snagu. Nedovoljna obučenost i izostajanje smislene organizacije na gazdinstvu, dovodi do "praznog hoda" tokom proizvodnog procesa, što znači da je ljudski rad na posmatranim gazdinstvima nedovoljno iskorišćen. Samim tim, povećanjem rada nije za očekivati povećanje ostvarene vrednosti proizvodnje, već izvedeni zaključak ukazuje na to da je neophodno iskoristiti ga na kvalitetniji način.¹⁹⁶

¹⁹⁴Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2002), *Measuring technical efficiency in the Greek agricultural sector*, Applied Economics, Vol. 34, No. 11, pp. 1345-1357.

Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2003), *Investigation of Factors Influencing the Technical Efficiency of Agricultural Producers Participating in Farm Credit Programs: The Case of Greece*, Journal of Agricultural and Applied Economics, Vol. 35, No. 3, pp. 529-541.

Iraizoz Belen, Bardaji Isabel, Rapun M. (2005), *The Spanish beef sector in the 1990s: impact of the BSE crisis on efficiency and profitability*, Applied Economics, Vol. 37, No. 4, pp. 473-484.

Kostlivy V. & Fuksova Zuzana (2019), *Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms*, Agrocultural Economics, Vol. 65, No. 4, pp. 175-184.

¹⁹⁵Hallam D. & Machado F. (1996), *Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Alvarez A. & Gonzales E. (1999), *Using Cross-Section Data To Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated With Panel Data*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 81, No. 4, pp. 894-901.

¹⁹⁶Hallam D. & Machado F. (1996), *Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Sipiläinen T. & Lansink A.O. (2005), *Learning in Organic Farming - An Application on Finnish Dairy Farms*, XI Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

Brümmer B., Glauhen T., Thijssen G. (2002), *Decomposition Of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case Of Dairy Farms In Three European Countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.

Pojedini autori negativan uticaj angažovanog rada ili čak i izostajanje statističke značajnosti posmatrane varijable interpretiraju kao posledicu prisustva multikolinearnosti u modelu, odnosno greške u analiziranim podacima,¹⁹⁷ što ipak nije slučaj sa dobijenim rezultatima u ovom istraživanju jer je prethodno ustanovljeno odsustvo štetne multikolinearnosti.

Prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji, pored ocene tehničke efikasnosti, ispitivan je i uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih na ostvarenu tehničku efikasnost. Prethodno, na osnovu izdvojenih faktora od uticaja, definisano je osam radnih hipoteza, koje imaju za cilj da ispituju uzroke ostvarene tehničke (ne)efikasnosti sa aspekta karakteristika donosioca odluka na gazdinstvu, karakteristika poljoprivrednih gazdinstava, ekonomskih mera agrane politike u Republici Srbiji i prirodnih uslova koji takođe mogu profilisati uspešnost poslovanja u poljoprivrednoj proizvodnji.

U skladu sa metodologijom stohastičkih graničnih proizvodnih funkcija i ocenjenim modelima koji su grupisani u šest klasa, ispitivanje uticaja dodatnih faktora na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost analiziranih gazdinstava, sprovedena je delimično na osnovu II klase modela i u potpunosti na osnovu IV, V i VI klase modela. U okviru I i III klase modela, dodatni faktori od uticaja su razmatrani sa aspekta raspodele ostvarene tehničke efikasnosti prema posmatranim faktorima. U zavisnosti od posmatrane klase modela, dobijeni rezultati se međusobno razlikuju, što je i za očekivati s obzirom na prisutne razlike između ocenjenih modela koje su metodološke prirode, ali se generalni zaključci ipak mogu izvesti.

Prva radna hipoteza u sprovedenom istraživanju glasi: “Viši stepen obučenosti pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.”

Iako na osnovu I klase modela nije moguće ispitati uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost, razlike u dobijenim ocenama tehničke efikasnosti između posmatranih gazdinstava, sagledane su na osnovu raspodele tehničke efikasnosti primenom deskriptivne statistike. Na osnovu grafikona 70a, primetno je da su razlike u ostvarenoj vrednosti tehničke efikasnosti između proizvođača koji su završili neki vid obuke i onih koji se oslanjaju isključivo na sopstveno iskustvo, minimalne, s tim da je blaga prednost data onim proizvođačima koji imaju završen neki vid obuke.

Međutim, prilikom predstavljanja deskriptivne statistike za raspodelu tehničke efikasnosti na osnovu ostalih klasa modela (izuzev V klase), blaga prednost je na strani gazdinstava koja se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo. Sličnosti u raspodeli tehničke efikasnosti između I i V klase modela je sasvim očekivana, jer je navedenim klasama modela zajedničko da se zasnivaju na panel regresionom modelu fiksnih efekata, kao i nemogućnost uvođenja pretpostavke o raspodeli vremenski invarijantne komponente tehničke neefikasnosti.

Analizom II, IV i VI klase modela, različiti zaključci se mogu opravdati osvrtnom na metodologiju ocenjenih modela. Naime, statistička značajnost varijable koja se odnosi na stepen obuke donosioca odluka na gazdinstvu, prisutna je u modelima IV i VI klase modela.

Kako je VI klasa modela, sa metodološkog stanovišta, superiornija u odnosu na ostale klase modela jer prevazilazi nedostatke prethodno definisanih klasa modela, neophodno je izvedenim zaključcima na osnovu ove klase modela posvetiti posebnu pažnju. S tim u vezi, utvrđeno je da postoji visoka statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti između gazdinstava gde se proizvođači oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo i onih gazdinstava gde su donosioci odluka na gazdinstvu završili neki vid obuke, a sve u korist prve grupe proizvođača.

¹⁹⁷ Kovacs K. (2014), *Dairy Farms Efficiency Analysis Before The Quota System Abolishment*, Applied Studies in Agribusiness and Commerce, Vol. 8, No. 2-3, pp. 147-157.

Izvedeni zaključak posebno dolazi do izražaja, jer je prilikom ocene VI klase modela, uticaj posmatrane varijable sagledavan sa aspekta perzistentne tehničke (ne)efikasnosti koju karakterišu faktori od uticaja koji se mogu pripisati karakteristikama menadžmenta, kao i karakteristikama poljoprivrednih gazdinstava.

Kod II klase modela, iako nije zabeležena statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti posmatranih gazdinstava sa aspekta stepena obuke proizvođača, na osnovu deksriptive statistike raspodele tehničke efikasnosti takođe su uočene izvesne razlike u korist onih proizvođača koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo. Navedenim zaključcima na bazi deskriptive statistike raspodele tehničke efikasnosti mogu se pridodati dobijeni rezultati vezani za ocenu III klase modela.

Izostajanje značajnog uticaja dodatne edukacije na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, može proizilaziti iz nedovoljnog kvaliteta sprovedene obuke koja najverovatnije nije prilagođena specifičnim znanjima neophodnim za uspešno poslovanje u ovom sektoru poljoprivrede.¹⁹⁸ Na taj način, jasno je da stečeno iskustvo poljoprivrednih proizvođača izgrađeno kroz duži niz godina poslovanja u okviru sektora mlečnog govedarstva dolazi do većeg izražaja. Stečeno iskustvo pomaže poljoprivrednim proizvođačima da se lakše prilagode stalnim promenama koje prate sektor mlečnog govedarstva, a koje često nisu pod kontrolom samih poljoprivrednih proizvođača, poput čestih promena na tržištu, nepovoljnih klimatskih uslova i sl.

Posebnu pažnju je neophodno posvetiti kvalitetu rada savetodavnih poljoprivrednih službi, naročito u uslovima prilagođavanja novim tehnološkim rešenjima. Stagnacija ili spor rast ostvarene produktivnosti na duži rok, ukazuje na to da proizvođači iako koriste savremena tehnološka rešenja često ne uspevaju da ih iskoriste u punom kapacitetu, što između ostalog ukazuje i na nedovoljan kvalitet rada savetodavnih službi.¹⁹⁹

Ipak, posmatrajući efikasnost poslovanja na duži rok, za očekivati je da obrazovani proizvođači pokažu veći potencijal sa aspekta usvajanja i konkretne primene inovacija što vodi daljem unapređenju produktivnosti proizvodnje. Dobar primer predstavljaju poljoprivredni proizvođači u Nemačkoj, koje karakteriše manja sklonost ka impulsivnim odlukama u nepovoljnim situacijama, odnosno sposobnost sagledavanja šireg konteksta poljoprivredne proizvodnje i posledica donešenih odluka u datom trenutku na duži rok.²⁰⁰ Značaj obrazovanja poljoprivrednih proizvođača može se posmatrati i sa aspekta sagledavanja raspoloživih informacija i u skladu sa njima organizacije poljoprivredne proizvodnje. Prethodno navedenom, može se dodati i sposobnost pravilnog sagledavanja principa agrarne politike i u skladu sa njima usklađivanje poslovnih ciljeva.

Kako je na osnovu sprovedenog istraživanja, na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji, ustanovljeno da proizvođači koji su završili neki vid obuke ne uspevaju da "iskorače" u odnosu na one proizvođače koji se oslanjaju isključivo na sopstveno radno iskustvo, navedenu pretpostavku je neophodno odbaciti.

¹⁹⁸ Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

¹⁹⁹ Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

²⁰⁰ Sauer J. & Lohmann U.L. (2014), *Investment, technical change and efficiency: Empirical evidence from German dairy production*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 42, No. 1, pp. 151-175.

Izvedeni zaključak ukazuje na nedovoljan kvalitet dodatne obuke proizvođača specijalizovanih za proizvodnju mleka, što dodatno poziva na perispitivanje kvaliteta rada savetodavnih službi i ostalih nadležnih institucija. S druge strane, ukoliko bi se pošlo od pretpostavke da je rad državnih institucija na zadovoljavajućem nivou, razlozi za nedovoljnim značajem dodatne edukacije na proizvodne rezultate mogu se tražiti i među samim poljoprivrednim proizvođačima. Nameće se nekoliko mogućih odgovora koji se u najvećem delu vezuju za komunikaciju i poverenje u nadležne institucije, koje bi trebalo da skrate period usvajanja novih tehnoloških rešenja.

U skladu sa raspoloživim podacima korišćenim u ovoj disertaciji, konkretne odgovore sa visokim stepenom sigurnosti nije moguće dobiti. U cilju dobijanja konkretnih odgovora, neophodno je sprovesti dodatna istraživanja, koja će se odnositi na kvalitet rada državnih institucija, ali i generalno na stavove poljoprivrednih proizvođača koji često mogu biti ograničavajući faktor.

Izvedeni zaključci na osnovu prve radne hipoteze, mogu se povezati sa drugom radnom hipotezom koja glasi: **“Radno iskustvo u poljoprivrednoj proizvodnji pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.”**

S obzirom na to da je varijabla koja se odnosi na radno iskustvo donosioca odluka na gazdinstvu, vremenski varijantna, kao dodatno objašnjavajući faktor od uticaja na tehničku (ne)efikasnost posmatranih gazdinstava, uvrštena je u sklopu ocenjenih modela IV, V i VI klase. Varijabla koja predstavlja iskustvo donosioca odluka na gazdinstvu, pokazuje statističku značajnost jedino kod VI klase modela, gde je posmatrana kao faktor od uticaja na perzistentnu tehničku (ne)efikasnost. S druge strane, u modelima IV i V klase posmatrana varijabla nema statistički značajan uticaj, ali je neophodno istaći da je ispitivan njen uticaj na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost, pa je dobijeni rezultat i očekivan. Pozitivan predznak u modelu tehničke neefikasnosti ukazuje na to da sa povećanjem godina starosti tehnička efikasnost opada. Drugim rečima, preliminarni zaključak bi bio da mlađi proizvođači ostvaruju veću vrednost tehničke efikasnosti u odnosu na starije proizvođače.

Ipak, sagledavanjem raspodele ostvarene tehničke efikasnosti prema određenim kategorijama starosti poljoprivrednih proizvođača, primetno je da kategorija proizvođača koji imaju između 31 i 40 godina starosti, ostvaruju najveću ocenu tehničke efikasnosti, s tim da u zavisnosti od ocenjene klase modela, dobijene vrednosti tehničke efikasnosti za posmatranu kategoriju proizvođača variraju. Takođe, primetno je da najmlađi proizvođači (od 21 do 30 godina starosti), ostvaruju najmanju ocenu tehničke efikasnosti, dok preostale tri kategorije proizvođača (od 41-50, 51-60 i 61-70 godina starosti) ostvaruju tehničku efikasnost koja je po pravilu manja od kategorije nejefikasnijih proizvođača ali je veća od najmlađih proizvođača. Samim tim, stiče se utisak da je izvedeni zaključak na osnovu VI klase modela u pogledu negativnog uticaja posmatrane varijable na tehničku efikasnost, neophodno detaljnije sagledati i to kroz definisane kategorije proizvođača prema godinama starosti.

Negativna korelacija između godina starosti poljoprivrednih proizvođača specijalizovanih za proizvodnju mleka i ostvarene tehničke efikasnosti, može se objasniti kao spremnost mlađih proizvođača na uvođenje inovacija u proizvodni proces, za razliku od strajjih proizvođača koje karakteriše veći stepen opreznosti.²⁰¹ U kontekstu dobijenih rezultata na osnovu sprovedenog istraživanja u ovoj disertaciji, kategorija mlađih proizvođača koja pokazuje veći stepen spremnosti ka uvođenju novih tehnoloških rešenja jeste kategorija proizvođača između 31 i 40 godina starosti, dok se to ne može zaključiti za najmlađu kategoriju proizvođača.

²⁰¹ Mamardashvili Phatima, Bokusheva Raushan, Schmid D. (2014), *Heterogeneous Farm Output and Technical Efficiency Estimates*, German Journal of Agricultural Economics, Vol. 63, pp. 16-30.

Niža ocena tehničke efikasnosti svojstvena starijim proizvođačima, može se objasniti oprežnošću prilikom donošenja odluka, dok je niska vrednost tehničke efikasnosti mlađih proizvođača interpretirana kao posledica nedovoljnog iskustva.²⁰² Ovladavanjem neophodnim znanjima vezanih za tehnologiju proizvodnje, mlađi proizvođači postaju više efikasni, a to se podudara sa prelaskom u kategoriju proizvođača srednje starosti.²⁰³ Takođe, kako je za očekivati da mlađi proizvođači poseduju modernije obrazovanje, nakon sticanja iskustva u proizvodnji i ovladavanjem tehnološkim procesima karakterističnim za mlečno govedarstvo, za očekivati je da u periodu koji im sledi ostvare bolju tehničku efikasnost.²⁰⁴

Slični zaključci koji ukazuju na rast tehničke efikasnosti poljoprivrednih proizvođača specijalizovanih za proizvodnju mleka, do određene granice starosti koji se poistovećuje sa prelaskom iz kategorije srednjih u kategoriju starijih proizvođača, ustanovljeni su u brojnim radovima koji su bili predmet istraživanja.²⁰⁵ U kasnijim godinama života, poljoprivredne proizvođače karakteriše veći stepen opreznosti ali i manja motivisanost za usvajanjem novih tehnoloških rešenja, pa je za očekivati i pad tehničke efikasnosti u odnosu na kategoriju proizvođača srednjih godina.²⁰⁶

U skladu sa prethodno navedenim, zaključak je da najmlađi poljoprivredni proizvođači (ispod 30 godina starosti) ujedno ostvaruju i najmanju ocenu tehničke efikasnosti. Razlozi za ovakvim zaključkom se mogu tražiti u nedovoljnom iskustvu i samim tim slabijem snalaženju u vrlo promenljivim uslovima proizvodnje koji je karakterističan za poljoprivrednu proizvodnju u celini.

Sticanjem određenog nivoa iskustva u proizvodnji, ostvarena tehnička efikasnost raste, da bi dalje sa povećanjem godina starosti opadala, ali ne ispod nivoa karakterističnog za najmlađe i ujedno najmanjeiskusne proizvođače mleka. Drugim rečima, proizvođači između 31 i 40 godina pokazuju jasnu spremnost da efikasnost proizvodnje zadrže na relativno visokom nivou, što se može objasniti visokim stepenom motivisanosti da se maksimizira proizvodni rezultat ali i sposobnošću da brže od ostalih usvajaju nova tehnološka rešenja.

Imajući u vidu da iskustvo u poljoprivrednoj proizvodnji posebno dolazi do izražaja ukoliko obuhvata i zadovoljavajući stepen obrazovanja,²⁰⁷ povezujući dobijene rezultate sa zaključcima na osnovu prve radne hipoteze, statistička insignifikantnost posmatrane varijable svojstvene IV i V klasi modela nije iznenađujuća. Samim tim, može se zaključiti da se druga radna hipoteza u ovoj disertaciji prihvata, ali da zahteva dodatna objašnjenja.

²⁰² Rasmussen S. (2011), *Estimating the technical optimal scale of production in Danish agriculture*, Acta Agriculturae Scandinavica, Section C — Food Economics, Vol. 8, pp. 1-19.

²⁰³ Sipiläinen T. & Lansink A.O. (2005), *Learning in Organic Farming - An Application on Finnish Dairy Farms*, XI Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

²⁰⁴ Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

²⁰⁵ Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

Alvarez A. & Gonzales E. (1999), *Using Cross-Section Data To Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated With Panel Data*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 81, No. 4, pp. 894-901.

Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

²⁰⁶ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

Pierani P. & Rizzi P.L. (2003), *Technology And Efficiency In A Panel Of Italian Dairy Farms: An SGM Restricted Cost Function Approach*, Agricultural Economics, Vol. 29, No. 2, pp. 195-209.

²⁰⁷ Hadley D., Shankar., Thirtle C., Coelli T. (2001), *Financial Exposure and Farm Efficiency: Evidence from The England and Wales Dairy Sector*, American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Chicago, IL, August 5-8, 2001.

Radno iskustvo ima pozitivne implikacije na ostvarenu tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava, ali nije realno za očekivati da trend rasta tehničke efikasnosti sa rastom godina poljoprivrednih proizvođača bude konstantan. Izvedeni zaključak govori u prilog činjenici da kada je reč o iskustvu donosioca odluka na gazdinstvu, neophodno je uzeti u obzir i druge faktore koji dodatno profilisu značaj iskustva prilikom donošenja odluka, a koji se odnose na motiv za maksimizacijom proizvodnih rezultata i dodatnom edukacijom.

Treća radna hipoteza u sprovedenom istraživanju glasi: “Sopstvena radna snaga pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava.”

Navedena hipoteza je imala za cilj da ispita da li postoji statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj (ne)efikasnosti između gazdinstava koja se tokom radnog procesa oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu (u okviru čega se podrazumeva i rad članova domaćinstva) i gazdinstava koja angažuju dodatnu radnu snagu. Na osnovu I, II i III klase modela razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti su razmatrane na osnovu grafički predstavljene raspodele tehničke efikasnosti prema posmatranom faktoru od uticaja. S druge strane, ispitivanje značajnosti navedene varijable na osnovu statističke inferencije sprovedeno je u modelima IV, V i VI klase.

Analizom raspodele tehničke efikasnosti u skladu sa prisustvom isključivo sopstvene radne snage s jedne strane i prisustvo plaćene radne snage s druge strane, ustanovljeno je da gazdinstva koja koriste usluge dodatne radne snage ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti. Razlike su uočene na osnovu deskriptivnog prikaza raspodele tehničke efikasnosti prema ispitivanom faktoru svih šest klasa modela. Statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti između posmatranih gazdinstava uočena je jedino kod VI klase modela. U navedenom modelu, uticaj posmatrane varijable je ispitivan u sklopu modela perzistentne tehničke neefikasnosti. Samim tim, utvrđeno je da postoji statistički značajna razlika između posmatranih gazdinstava u ocenjenoj tehničkoj efikasnosti na duži rok i to u korist gazdinstava koja angažuju plaćenu radnu snagu.

Za razliku od modela VI klase, u modelima IV i V klase posmatrana varijabla nije statistički značajna. Ipak, izvedeni zaključak je očekivan s obzirom na to da se kod obe klase modela ispitivao uticaj dodatnih objašnjavajućih promenljivih na vremenski varijantnu tehničku (ne)efikasnost.

Podelom varijabli koje po svojoj prirodi imaju uticaj na različite komponente ukupne tehničke efikasnosti, što je urađeno kod VI klase modela, dobijeni su rezultati koji potkrepljuju uočene razlike u raspodeli tehničke efikasnosti prema ispitivanoj varijabli na osnovu deskriptivne statistike ostalih klasa modela.

Činjenica da gazdinstva angažuju dodatnu radnu snagu, govori u prilog potrebama gazdinstava koja imaju relativno veliki obim proizvodnje. Samim tim, prirodno je da uspevaju da ostvare veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na manja gazdinstva.²⁰⁸ Slično, na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Švedskoj, Nemačkoj i Holandiji, jedino kod holandskih proizvođača mleka uočeno da gazdinstva koja angažuju dodatnu radnu snagu ostvaruju i bolju ocenu tehničke efikasnosti. S obzirom na to da je u okviru sprovedenog istraživanja, najveća ocena tehničke efikasnosti zabeležena upravo u Holandiji, dodatni angažman radne snage je naveden kao faktor koji može približiti gazdinstva optimalnom nivou poljoprivredne proizvodnje.²⁰⁹

²⁰⁸ Mamardashvili Phatima, Bokusheva Raushan, Schmid D. (2014), *Heterogeneous Farm Output and Technical Efficiency Estimates*, German Journal of Agricultural Economics, Vol. 63, pp. 16-30.

²⁰⁹ Zhu Xueqin & Lansink A.O., Alfons G.J.M. (2008), *Technical Efficiency of the Crop Farms under the Various CAP Reforms: Empirical Studies for Germany, the Netherlands and Sweden*, Conference Paper/ Presentation, European Association of Agricultural Economists (EAAE), January 30-February 1, 2008, Sevilla, Spain.

Na taj način, ukoliko angažman dodatne radne snage doprinosi unapređenju tehničke efikasnosti, može se pretpostaviti da je plaćena radna snaga u većoj meri kvalifikovana za radne procese svojstvene proizvodnji u sektoru mlečnog govedarstva, u odnosu na radnu snagu prisutnu na domaćinstvu.²¹⁰

S druge strane, u pojedinim istraživanjima, dobijeni su drugačiji rezultati, gde je utvrđeno da veću ocenu tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva koja se oslanjaju na sopstvenu radnu snagu. Izvedeni zaključak je objašnjen visokim stepenom motivisanosti poljoprivrednih proizvođača koji su ujedno i nosioci gazdinstava da ostvare optimalan nivo proizvodnje.²¹¹ Slično, negativna korelacija između dodatno angažovane radne snage i ostvarene tehničke efikasnosti, interpretirana je kao posledica manje potrebe za nadzorom dodatno angažovane radne snage i samim tim ostvarivanjem bolje produktivnosti.²¹²

Dakle, zaključak je da se treća radna hipoteza u sprovedenom istraživanju odbacuje. Izvedeni zaključak, da gazdinstva koja angažuju dodatnu radnu snagu ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti može se povezati sa prethodno izvedenim zaključcima u vezi sa determinantama na osnovu kojih je izvedena ocena tehničke efikasnosti.

Kao što je već navedeno, analizom modifikovane *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije, utvrđeno je da proizvodni kapaciteti nisu u potpunosti iskorišćeni i da je dodatnim ulaganjima u imovinu i proizvodne inpute za očekivati rast vrednosti poljoprivredne proizvodnje. Ukoliko se fokus preusmeri na dodatna ulaganja u proizvodne inpute, pored ulaganja u kvalitetnije seme, mineralna đubriva, sredstva za zaštitu bilja, koncentrovanu hranu i dr., možda vredi razmotriti i kvalitet radne snage.

U skladu sa prethodno navedenim, veća ocena tehničke efikasnosti gazdinstava koja angažuju dodatnu radnu snagu, upućuje upravo na to da se tek angažmanom dodatne radne snage postiže zadovoljavajući nivo kvaliteta rada što profiliše ocenu tehničke efikasnosti na duži rok. Takođe, izvedeni zaključak može se interpretirati kao potreba za diverzifikacijom radnih aktivnosti na gazdinstvu. Naime, proizvođači mleka koji su ujedno i donosioci odluka na gazdinstvu mogu biti preopterećeni brojnim odlukama koje se odnose na druge aspekte proizvodnje (pre svega organizaciju proizvodnje), za razliku od plaćene radne snage koja je usko specijalizovana za pojedine radne procese.

Na sličan način kao što je to učinjeno kod treće radne hipoteze, definisana je i četvrta radna hipoteza, gde je fokus preusmeren na vlasništvo nad korišćenim poljoprivrednim zemljištem. **S tim u vezi, četvrta radna hipoteza glasi: "Vlasništvo nad zemljištem pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava."**

U skladu sa metodologijom modela stohastičke granične proizvodne funkcije, statistička značajnost posmatranog faktora od uticaja, testirana je u modelima IV, V i VI klase. Kod I, II i III klase modela, posmatrani faktor je razmatran sa aspekta raspodele tehničke efikasnosti prema gazdinstvima koja koriste isključivo poljoprivredno zemljište u vlasništvu i gazdinstava koja obrađuju i zemljište u zakupu.

²¹⁰ Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, *Agricultural Economics Review*, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.

²¹¹ Hallam D. & Machado F. (1996), *Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms*, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

²¹² Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

Kod IV i V klase modela, nije utvrđena statistički značajna razlika između dve navedene grupe gazdinstava, što je u skladu sa metodologijom navedenih klasa modela i očekivano. Naime, kod ove dve klase modela jedino je bilo moguće ispitati uticaj navedene varijable u sklopu vremenski varijantne tehničke efikasnosti, a kako se zakup zemljišta može posmatrati kao faktor koji profiliše dugoročni aspekt tehničke efikasnosti, nije bilo ni za očekivati da navedena varijabla bude statistički značajna. Znatno važniji zaključak proizilazi iz ocene VI klase modela gde navedena varijabla posmatrana sa aspekta uticaja na vremenski invarijantnu tehničku (ne)efikasnost i gde takođe ne pokazuje statističku značajnost.

Izvedeni zaključci na osnovu statističke inferencije u sklopu IV, V i VI klase modela u značajnoj meri se podudaraju i sa zaključcima koje je moguće izvesti na osnovu analize raspodele tehničke efikasnosti prema posmatranom faktoru u okviru I, II i III klase modela. Rezultati analize ukazuju na to da se ocena tehničke efikasnosti često menjala iz godine u godinu, što znači da su u pojedinim godinama veću ocenu tehničke efikasnosti beležila gazdinstva koja koriste isključivo zemljište u vlasništvu, dok je u pojedinim godinama slučaj bio obrnut.

U skladu sa prethodno navedenim, može se zaključiti da se četvrta radna hipoteza takođe odbacuje, odnosno da na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji nije zabeležena statistički značajna razlika u ocenjenoj tehničkoj efikasnosti između gazdinstava koji obrađuju isključivo zemljište u vlasništvu i onih koji obrađuju pored sopstvenog i zemljište iz zakupa.

Izvedeni zaključak je na određeni način očekivan, jer je prethodno utvrđeno da korišćeno poljoprivredno zemljište nema statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje posmatranih gazdinstava.

Pojedini autori navode da prisustvo poljoprivrednih površina koje se nalaze u zakupu mogu uvećati finansijski pritisak na proizvođače, pa samim tim mogu doprineti većem motivu za postizanje bolje tehničke efikasnosti.²¹³ Na primeru proizvođača mleka u Holandiji za koje je utvrđeno da ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na nemačke i švedske proizvođače, utvrđeno je da izostajanje rentiranog zemljišta ima negativan uticaj na tehničku efikasnost, što je objašnjeno između ostalog i visokim cenama godišnje rente. U prilog navedenom je potrebno dodati i privredni ambijent gde je zemljište ograničavajući faktor, usled čega su i cene zakupa visoke.

Do sličnog zaključka su došli i drugi autori koji su ispitivali uticaj rentiranog zemljišta na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. Gazdinstva koja poseduju zemljište u zakupu su ograničeni sa aspekta dodatnih ulaganja i generalno investicija što onemogućava dalje unapređenje produktivnosti. Samim tim, pritisak plaćanja zemljišne rente primorava proizvođače da se bolje organizuju na osnovu čega ostvaruju bolju produktivnost.²¹⁴ Slično, pozitivan uticaj zemljišta u zakupu na ostvarenu tehničku efikasnost, može se interpretirati kao stanje u poljoprivrednom sektoru gde gazdinstva koja rentiraju zemljište su sama po sebi veliki proizvođači, pa na osnovu ekonomije obima ostvaruju i bolju tehničku efikasnost u odnosu na manje proizvođače čiji proizvodni kapaciteti nisu iskorišćeni u potpunosti.²¹⁵

²¹³ Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, Agricultural Economics Review, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.

²¹⁴ Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

²¹⁵ Mamardashvili Phatima, Bokusheva Raushan, Schmid D. (2014), *Heterogeneous Farm Output and Technical Efficiency Estimates*, German Journal of Agricultural Economics, Vol. 63, pp. 16-30.

Izostajanje statističke značajnosti varijable koja se odnosi na vlasništvo nad zemljištem, može se objasniti i cenom rentiranog zemljišta. U zemljama gde je cena rentiranog zemljišta niska, što znači da zemljište nije ograničavajući faktor, vlasnici poljoprivrednog zemljišta su manje motivisani da organizuju efikasnu poljoprivrednu proizvodnju. Ipak, u zemljama gde je cena zemljišne rente relativno visoka, usled dodatnih troškova zakupa zemljišta, poljoprivredni proizvođači su posebno motivisani da proizvodnju organizuju na što efikasniji način.²¹⁶

U skladu sa prethodno navedenim, zaključak je da iako se za agrarni sektor u Republici Srbiji može reći da cene rentiranog zemljišta pokazuju trend rasta, poljoprivredno zemljište nije ograničavajući faktor, pa samim tim vlasništvo nad zemljištem nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava.

Sledeća pretpostavka koju je potrebno ispitati, odnosi se na ispitivanje uticaja veličine gazdinstva na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost posmatranih poljoprivrednih gazdinstava. S obzirom na to da su predmet istraživanja gazdinstva koja su orijentisana ka stočarskoj proizvodnji, veličina gazdinstva je predstavljena preko broja uslovnih grla stoke na gazdinstvu. Kako se radi o proizvođačima mleka, posmatran je broj uslovnih grla muznih krava na gazdinstvu. **S tim u vezi, peta hipoteza glasi: "Povećanje broja uslovnih grla stoke pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava."**

Prilikom ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, varijabla koja se odnosi na broj uslovnih grla muznih krava, korišćena je kao dodatno objašnjavajuća promenljiva u modelima IV, V i VI klase. S druge strane, u okviru izdvojenih modela prve tri klase, analizirana je raspodela ostvarene tehničke efikasnosti prema broju uslovnih grla muznih krava.

Analizom dobijene ocene vremenski invarijantne tehničke efikasnosti I klase modela, ustanovljeno je da gazdinstva koja raspolažu sa najvećim brojem muznih krava ujedno ostvaruju i najveću prosečnu ocenu tehničke efikasnosti. S druge strane, prilikom analize raspodele tehničke efikasnosti II i III klase modela, ustanovljene su minimalne razlike u ocenjenim vrednostima tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava grupisanih prema broju uslovnih grla muznih krava. Tek uvođenjem posmatranog faktora od uticaja kao posebne varijable u modelima tehničke neefikasnosti, dobijeni su konkretni odgovori u vezi sa uticajem broja uslovnih grla muznih krava primenom statističke inferencije.

Kod sva tri modela (IV, V i VI klasa), zabeležen je visoko statistički značajan uticaj broja UG muznih krava na ostvarenu tehničku (ne)efikasnost. Negativan predznak kod sva tri modela tehničke neefikasnosti, nedvosmisleno ukazuje na to da sa rastom broja UG muznih krava, raste i ocena tehničke efikasnosti. Izvedeni zaključak je potkrepljen naknadnom analizom raspodele tehničke efikasnosti, gde je jasno uočljiv trend rasta ostvarene tehničke efikasnosti kako raste prosečan broj UG muznih krava na gazdinstvu, za posmatrani petogodišnji period.

Ovde je bitno istaći da je uticaj broja UG muznih krava na ostvarenu tehničku efikasnost analizirana sa aspekta vremenski varijantne tehničke (ne)efikasnosti. U skladu sa brojem UG muznih krava koji se na nivou gazdinstava menjao iz godine u godinu, ustanovljeno je da je veličina gazdinstva iskazana brojem UG muznih krava promenljive prirode i da samim tim profiliše tehničku efikasnost na kratak rok. Dakle, peta radna hipoteza u sprovedenom istraživanju može se u potpunosti prihvatiti.

²¹⁶ Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

U ekonomskoj literaturi koja se bavi ocenom tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava, način na koji se definiše veličina gazdinstva nije jasno definisan. Različiti autori imaju različite pristupe, gde se s jedne strane navodi vrednost proizvodnje kao verodostojan pokazatelj veličine gazdinstva jer obuhvata i tržišni aspekt proizvodnje. S druge strane, brojni autori koriste relativno fiksne promenljive kao što su veličina zemljišnog poseda ili broj UG muznih krava.

U skladu sa prethodno navedenim, dobijeni rezultati se u velikoj meri podudaraju sa rezultatima iz naučnih publikacija koje su analizirane u ovoj disertaciji. Za gazdinstva koja raspolažu sa relativno velikim brojem muznih krava, može se reći da spadaju u kategoriju velikih proizvođača. Samim tim, veliki proizvođači uspevaju da iskoriste raspoložive resurse u punom kapacitetu i da posledično ostvare veću tehničku efikasnost u odnosu na male proizvođače.²¹⁷

Statistička značajnost veličine gazdinstava predstavljene brojem UG muznih krava na primeru gazdinstava u Republici Srbiji, podudara se sa rezultatima istraživanja sprovedenom na 22 anketirana gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka. Pokazano je da gazdinstva koja raspolažu sa 40 i više muznih krava ostvaruju znatno višu vrednost tehničke efikasnosti u odnosu na manja gazdinstva.²¹⁸

U istraživanju u kojem je analizirana tehnička, alokativna i ekonomska efikasnost sa aspekta veličine poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u Švedskoj, ustanovljeno je da veličina gazdinstva nema statistički značajan uticaj na ostvarenu vrednost tehničke efikasnosti, ali ima značajan uticaj na alokativnu pa posledično i ukupnu ekonomsku efikasnost.²¹⁹ Slično, na primeru gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u Španiji nije utvrđen značajan uticaj veličine farme na ostvarenu tehničku efikasnost. Međutim, pokazano je da gazdinstva koja proizvode više mleka ipak ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti što se može opravdati boljim proizvodnim performansama eksploatisanih krava.²²⁰

U brojnim publikacijama veličina gazdinstava iskazana preko broja UG muznih krava je posmatrana kao ulazni input u proizvodnoj funkciji koja je imala za cilj ocenu tehničke efikasnosti. Ustanovljeno je da pozitivna veza između veličine farme iskazane brojem muznih krava i ostvarene vrednosti proizvodnje, proizilazi iz činjenice da veće farme ostvaruju veći stepen intezivnosti u odnosu na manje farme.²²¹

²¹⁷ Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.

Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, Agricultural Economics Review, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.

Rasmussen S. (2011), *Estimating the technical optimal scale of production in Danish agriculture*, Acta Agriculturae Scandinavica, Section C — Food Economics, Vol. 8, pp. 1-19.

²¹⁸ Popović R. (2006), *Efikasnost proizvodnje kravljeg mleka u Vojvodini*, Ekonomika poljoprivrede, Vol. 53, br. 3, pp. 869-877.

²¹⁹ Johansson Helena (2005), *Technical, Allocative, And Economic Efficiency In Swedish Dairy Farms: The Data Envelopment Analysis Versus The Stochastic Frontier Approach*, Poster background paper prepared for presentation at the XI International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.

²²⁰ Alvarez A. & Gonzales E. (1999), *Using Cross-Section Data To Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated With Panel Data*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 81, No. 4, pp. 894-901.

²²¹ Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, Economics Letters, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.

Varijabla koja predstavlja broj UG muznih krava, posmatrana je i kao input prilikom definisanja granične proizvodne funkcije, gde je količina proizvedenog mleka bila zavisno promenljiva. Sasvim očekivano, utvrđena je pozitivna veza između broja muznih krava i proizvedene količine mleka.²²²

Sledeća radna hipoteza imala je za cilj da ispita značaj povezanosti biljne i stočarske proizvodnje na krajnju ocenu tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji.

Samim tim, šesta radna hipoteza je definisana na sledeći način: “Vertikalna povezanost biljne i stočarske proizvodnje pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”.

Slično kao i prilikom provere pete radne hipoteze, varijabla koja meri vertikalnu povezanost biljne i stočarske proizvodnje, korišćena je u modelu tehničke neefikasnosti u sklopu ocene IV, V i VI klase modela stohastičke granične proizvodne funkcije. Prethodno, na osnovu I, II i III klase modela, izvršena je analiza raspodele tehničke efikasnosti prema posmatranom faktoru od uticaja, na osnovu čega je delimično ispitan i uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost.

Na osnovu analize raspodele tehničke efikasnosti (u okviru I, II i III klase modela), prema učešću vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima proizvodnje, zabeležen je blagi trend rasta ocenjene tehničke efikasnosti u skladu sa rastom navedenog učešća. Drugim rečima, ustanovljeno je da gazdinstva koja se u većoj meri oslanjaju na sopstvenu proizvodnju hrane, ujedno ostvaruju i veću ocenu tehničke efikasnosti.

Izvedeni zaključak je potvrđen i ocenom modela IV, V i VI klase, gde je posmatrani faktor od uticaja uvršten u model tehničke neefikasnosti. Kod sva tri modela zabeležen je statistički značajan uticaj vertikalne povezanosti biljne i stočarske proizvodnje na ostvarenu tehničku efikasnost. Ovde je neophodno istaći da je kod sva tri modela uticaj izdvojenog faktora analiziran sa aspekta vremenski varijantne tehničke efikasnosti. Dodatno, analizom raspodele tehničke efikasnosti potvrđen je trend rasta ukupne tehničke efikasnosti usled povećanja učešća vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima proizvodnje. Dakle, na osnovu dobijenih rezultata istraživanja, šesta radna hipoteza se može u potpunosti prihvatiti.

Pozitivan uticaj prisustva biljne proizvodnje na gazdinstvu, može se objasniti visokim cenama hrane za muzne krave i samim tim manja zavisnost od tržišta inputa u govedarskoj proizvodnji. Organizacijom biljne proizvodnje, raspoloživi resursi se koriste u većem obimu, što može imati pozitivne implikacije na organizaciju rada na gazdinstvu. Pored navedenog, izvedeni zaključak ukazuje na to da proizvodnja sirovina obezbeđuje ograničen poslovni rezultat, koji u značajnoj meri može biti unapređen kroz inteziviranje proizvodnog procesa, u ovom slučaju organizacijom stočarske proizvodnje. Značaj vertikalne povezanosti između biljne i stočarske proizvodnje posebno dolazi do izražaja prilikom proizvodnje organskog mleka, usled lakše kontrole kvaliteta ulaznih inputa u proizvodni proces.²²³

²²² Kurkalova Lyubov & Jensen Helen (1996), *Production Efficiency in Ukrainian Agriculture and the Process of Economic Reform*, Center for Agricultural and Rural Development (CARD) Publications 96-wp167, Center for Agricultural and Rural Development (CARD) at Iowa State University.

Karagiannis G., Midmore P., Tzouvelekas V. (2002), *Separating Technical Change from Time-Varying Technical Inefficiency in the Absence of Distributional Assumptions*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 18, pp. 23-38.

Lopes Fernando (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April 2008.

²²³ Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

S druge strane, ekonomska literatura prepoznaje i negativne aspekte vertikalne povezanosti između biljne i stočarske proizvodnje na ekološku efikasnost, usled prekomerne upotrebe azotnih đubriva čiji viškovi na kraju završe i u mleka što dalje dovodi do mleka lošijeg kvaliteta i smanjenja ostvarene produktivnosti.²²⁴

Sedma radna hipoteza u sprovedenom istraživanju glasi: “Ekonomske mere agrarne politike pozitivno utiču na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”.

Na osnovu navedene radne hipoteze cilj je utvrditi da li aktuelni podsticaji doprinose unapređenju tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava ili je njihov značaj marginalan što dalje može ukazati na kvalitet podrške poljoprivrednim proizvođačima odnosno usklađenost sa generalnim konceptom razvoja sektora mlečnog govedarstva.

Kao i u većem delu dosadašnje diskusije, neophodno je istaći da u skladu sa prirodom promenljive koja predstavlja ekonomske mere agrarne politike, posmatrani faktor od uticaja je u okviru I, II i III klase modela sagledavan kroz raspodelu dobijene ocene tehničke efikasnosti prema kategorijama gazdinstava razvrstanih prema učešću ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu. S druge strane, na osnovu ocenjenih modela IV, V i VI klase, dodatnim testiranjem je utvrđena statistička značajnost ostvarenih subvencija sa aspekta uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost. Kako se radi o faktoru od uticaja koji je van kontrole poljoprivrednih gazdinstava i koji je promenljive prirode u dimenziji vremena, razmatran je uticaj na vremenski varijantnu tehničku efikasnost.

Na osnovu I i II klase modela, gde je predstavljena raspodela vremenski invarijantne tehničke efikasnosti, primetno je da sa rastom učešća ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu posmatranih subvencija, tehnička efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka opada. Isti zaključak se može izvesti i na osnovu III klase ocenejnih modela, iako je u tom slučaju tehnička efikasnost vremenski varijantna.

Konkretno ispitivanje statističke značajnosti primljenih subvencija na ostvarenu tehničku efikasnost svojstveno je modelima IV, V i VI klase modela. Posmatrana varijabla pokazuje statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost kod sve tri klase modela. Pozitivan predznak u modelu tehničke neefikasnosti ukazuje na negativan uticaj primljenih podsticaja na ostvarenu tehničku efikasnost. Drugim rečima, iako posmatrani faktor pokazuje statističku značajnost, bitno je istaći da sa povećanjem učešća primljenih subvencija u ukupnom prihodu, tehnička efikasnost opada. Dodatnom analizom raspodele ukupne tehničke efikasnosti dobijene na osnovu modela IV, V i VI klase, može se izvesti isti zaključak. Najmanju tehničku efikasnost ostvaruju gazdinstva gde navedeno učešće iznosi između 20,1 i 30%, dok gazdinstva gde je učešće primljenih subvencija u ukupnom prihodu manje od 10% ostvaruju u proseku najveću ocenu tehničke efikasnosti.

U skladu sa prethodno navedenim, sedma radna hipoteza se odbacuje, što znači da na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji, ekonomske mere agrarne politike nemaju pozitivan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost. Izvedeni zaključak zahteva dodatna objašnjenja, imajući u vidu prirodu ostvarenih podsticaja i samim tim ograničen uticaj na poslovni rezultat posmatranih gazdinstava. U skladu sa raspoloživim podacima varijabla koja se odnosi na ekonomske mere agrarne politike podrazumeva ostvarene podsticaje kao što su premije za mleko, direktna plaćanja po hektaru, regrese za gorivo i đubrivo, fiksna plaćanja po UG stoke, kao i ostala direktna plaćanja.

²²⁴ Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.

Dakle, u pitanju su tekuće subvencije koje nemaju kapacitet dugoročnog uticaja na ostvarenu produktivnost, jer po prirodi za to nisu ni namenjene. Samim tim, za posmatrane podsticaje se može reći da su u funkciji podrške dohotku poljoprivrednih proizvođača.

Ekonomske mere agrarne politike mogu povećati tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava ukoliko su usmerene ka unapređenju tehnologije proizvodnje i razvoju inovativnosti. S druge strane, ekonomske mere agrarne politike imaju negativan uticaj na tehničku efikasnost ukoliko su usmerene samo na podršku dohotku, jer slabe motivisanost poljoprivrednih proizvođača da ulažu napor u unapređenje performansi gazdinstava u cilju ostvarivanja efikasnije proizvodnje i generalno unapređenja produktivnosti.²²⁵

Na sličan način, ustanovljena je negativna korelacija između realizovanih subvencija i ostvarene ocene tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u 11 zemalja EU. Posebno je istaknuto da dobijene rezultate nikako ne treba interpretirati kao činjenicu da subvencije ne doprinose ostvarenoj produktivnosti, već da je značaj subvencija neophodno posmatrati kroz njihovu konkretnu namenu.²²⁶

S tim u vezi, pokazano je na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Nemačkoj, da subvencije na investicije dugoročno doprinose unapređenju tehničke efikasnosti. Ulaganje u kapital je moguće jedino kroz investicije, što za posledicu ima unapređenje postojeće tehnologije proizvodnje i bazira se na očekivanjima koja se vezuju za povećanje produktivnosti. Povećanje produktivnosti ima pozitivne implikacije na poboljšanje kompetitivnih karakteristika gazdinstava. Na taj način, unapređenje produktivnosti se bazira na poboljšanju tehničke efikasnosti i tehničkog progressa što se manifestuje kroz ostvarivanje većeg profita.²²⁷

Pojedini autori su otišli korak dalje i ustanovili da ekonomska podrška usmerena promociji organskog mleka u Nemačkoj ne doprinosi unapređenju tehničke efikasnosti, što još jednom govori u prilog činjenici da jedino subvencije na investicije, odnosno ulaganje u kapital, može imati dugoročno posmatrano pozitivne implikacije na tehničku efikasnost.²²⁸ Značaj ekonomskih mera agrarne politike u pogledu podrške dohotku poljoprivrednih proizvođača izostaje i na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Norveškoj jer su u većoj meri usmerene podršci dohotku.²²⁹

²²⁵ Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, *Agricultural Economics Review*, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.

²²⁶ Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012.

²²⁷ Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 51, No.3, pp. 405-418. Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

²²⁸ Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, *Renewable Agriculture and Food Systems*, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

²²⁹ Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

Imajući u vidu nisko učešće subvencija na investicije u ukupnoj sumi podsticaja usmerenih ka sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, može se izvesti zaključak da ekonomske mere agrarne politike nemaju značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava. Drugim rečima, da bi ekonomske mere agrarne politike ostvarile pozitivan uticaj na tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava, moraju biti nedvosmisleno usmerene ka unapređenju tehnologije proizvodnje, što nažalost nije slučaj sa sektorom mlečnog govedarstva u Republici Srbiji.

Generalno posmatrano, na osnovu dobijenih rezultata istraživanja i pregleda naučnih publikacija gde je razmatrano isto pitanje, može se izvesti zaključak da nije za očekivati da ekonomske mere agrarne politike usmerene ka podršci dohotku poljoprivrednih proizvođača imaju pozitivan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost. Razlozi mogu biti brojni, ali se kao najčešće navedeni razlog ističe pitanje motivisanosti poljoprivrednih proizvođača da u uslovima gde ne uspevaju da maksimiziraju vrednost proizvodnje ulože dodatni napor. Samim tim, ekonomsku podršku doživljavaju kao dodatan finansijski priliv u uslovima gde nisu maksimizirali vrednost proizvodnje iako su boljom kombinacijom korišćenih inputa to mogli učiniti. S druge strane, izvedeni zaključak ukazuje na to da se jedino ulaganjem u proizvodne kapacitete koji vode unapređenju proizvodne tehnologije može očekivati dugoročno poboljšanje tehničke efikasnosti, što se svakako može povezati sa statistički značajnim uticajem raspoloživog kapitala na ostvarenu vrednost proizvodnje.

Takođe, pristupanjem Republike Srbije Evropskoj uniji i prethodno Svetskoj trgovinskoj organizaciji, za očekivati je promenu agrarne politike sa aspekta ekonomskih mera podrške. Samim tim, postavlja se pitanje u kakvoj poziciji će se naći proizvođači mleka u Republici Srbiji sa aspekta ostavrene tehničke efikasnosti. Kako je ustanovljeno da tekuće subvencije imaju negativan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost, može se izvesti zaključak da bi određene promene u načinu subvencionisanja sektora mlečnog govedarstva bile poželjne. Povećanje direktne podrške svakako bi se uvećala ostvarena vrednost proizvodnje, ali da bi se i produktivnost povećala na viši nivo, nameće se zaključak da bi bolji efekat imala podrška u vidu subvencija na investicije. Tim pre jer je prethodno ustanovljeno da ulaganje u osnovno stado, odnosno povećanje broja muznih krava, kao i vertikalna povezanost između biljne i staočarske proizvodnje imaju pozitivne implikacije na ostvarenu tehničku efikasnost. Dodatno, u prilog navedenom ukazuje i prethodno ustanovljen pozitivan uticaj ulaganja u kapital poljoprivrednih gazdinstava na ostvarenu vrednost proizvodnje.

Pored navedenog, prilagođavanje mera agrarne politike karakteristične za zemlje Evropske unije, podrazumeva izvesne promene koje se ne odnose direktno na ekonomske mere agrarne politike, ali može imati uticaj na finansijski rezultat gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. S tim u vezi, za očekivati je da se javi potreba za udruživanjem proizvođača mleka, što bi ojačalo pregovaračku poziciju sa otkupljivačima mleka. Takođe, veća izloženost tržišnim prilikama bi mogla da kreira potrebu za standardizacijom proizvodnje što bi navelo proizvođače da podignu kvalitet finalnog proizvoda na viši nivo. U takvoj situaciji, organizacija proizvodnje bi došla posebno do izražaja, što znači da bi efikasnost proizvodnje bila jedan od ključnih faktora uspešnosti poslovanja posmatranih gazdinstava.

Poslednja radna hipoteza u ovoj disertaciji, odnosi se na ispitivanje uticaja prirodnih uslova na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji. Konkretno, analizirana je tehnička efikasnost posmatranih gazdinstava sa aspekta regionalne pripadnosti gazdinstava.

Na taj način, u obzir su uzete geografske karakteristike oblasti u okviru kojih gazdinstva posluju, zajedno sa klimatskim prilikama karakterističnim za posmatrane oblasti. **S tim u vezi, osma hipoteza glasi: "Regionalna pripadnost poljoprivrednih gazdinstava nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava."**

S obzirom na to da se radi o vremenski invarijantnoj varijabli, uticaj regionalne pripadnosti gazdinstva na ostvarenu tehničku efikasnost, analiziran je u okviru II, IV, V i VI klasa modela. Kod I klase modela analizirana je raspodela tehničke efikasnosti prema regionalnoj pripadnosti gazdinstava. Kada je reč o izvedenim rezultatima na osnovu I klase modela, utvrđeno je da blagu prednost u pogledu vremenski invarijantne tehničke efikasnosti ostvaruju gazdinstva sa teritorije Srbija – sever. Ipak, nakon uvođenja pretpostavke o raspodeli vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti (II klasa modela), dodatnim testiranjem je ustanovljeno da ne postoji statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava prema regionalnoj pripadnosti. Isti zaključak je izveden i nakon ocene ostalih klasa modela, bez obzira na to da li se radi o vremenski varijantnoj ili vremenski invarijantnoj tehničkoj efikasnosti. Iako je na osnovu dodatne analize raspodele tehničke efikasnosti prema regionalnoj pripadnosti gazdinstava za svaku godinu posebno, uočena blaga prednost u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava sa teritorije regiona Srbija – sever, konačan zaključak je da statistički značajnih razlika ipak nema. Samim tim, poslednja hipoteza u ovoj disertaciji se u potpunosti može prihvatiti.

Izvedeni zaključak se može interpretirati na različite načine. Pre svega, može se konstatovati da značajnijih razlika u pogledu vremenskih prilika između regiona Srbija – sever i Srbija – jug nema, pa da samim tim nije za očekivati značajnije razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti. S druge strane, kako se proizvodnja mleka u najvećem delu organizuje u kontrolisanim uslovima, za očekivati je da proizvodni rezultati prevashodno zavise od tehnologije proizvodnje i karakteristika eksploatisanih rasa muznih krava.

U skladu sa prethodno navedenim, prilikom poređenja dobijenih rezultata sa rezultatima sličnih istraživanja u drugim zemljama, neophodno je uzeti u obzir mogućnost da regionalne razlike u pojedinim zemljama mogu biti manje ili više izražene, pa da se i zaključci mogu značajno razlikovati od zemlje do zemlje. Na osnovu analiziranih naučnih publikacija koja su se bavila pitanjem regionalne pripadnosti gazdinstava i eventualnim razlikama u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti, u zemljama gde regionalne razlike podrazumevaju i različite klimatske prilike, zabeležene su razlike u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti.

U istraživanju koje se odnosi na proizvođače mleka u Švedskoj, ustanovljeno je da centralni i južni delovi Švedske pogoduju ostvarivanju veće ocene tehničke efikasnosti u odnosu na severne delove za koje je karakteristična dosta niža prosečna temperatura u toku godine, što prevashodno ima uticaj na biljnu proizvodnju koja se u okviru pojedinih gazdinstava i ne organizuje.²³⁰

Slično, na primeru gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Portugalu, ustanovljena je statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava koja figuriraju u centralnim i priobalnim delovima, u korist centralnih delova zemlje gde su i geografske prilike u većoj meri prilagođene mlečnom govedarstvu, pre svega sa aspekta organizacije biljne proizvodnje.²³¹

²³⁰ Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.

²³¹ Hallam D., Machado F. (1996), *Efficiency Analysis With Panel Data: A Study Of Portuguese Dairy Farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79-93.

Slično, nakon utvrđenih razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti između istočnih, severnih i zapadnih delova Nemačke, gde zapadni i severni delovi Nemačke ostvaruju veću tehničku efikasnost u odnosu na ostale oblasti, predložena je reorganizacija kreditne podrške u skladu sa regionalnim karaktersitikama koje su povezane i sa istorijskim nasleđem.²³²

S druge strane, u brojnim radovima nije ustanovljena statistički značajna razlika u ostvarenoj tehničkoj efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u skladu sa regionalnom pripadnošću gazdinstava, ali su istaknute razlike sa aspekta područija sa otežanim uslovima za rad. Na primeru gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u Norveškoj, Engleskoj i Velsu, ustanovljeno je da gazdinstva koja figuriraju u područijima sa otežanim uslovima za rad ostvaruju manju ocenu tehničke efikasnosti u odnosu na gazdinstva koja se ne nalaze u okviru područija sa otežanim uslovima za rad, bez obzira na regionalnu pripadnost.²³³

U pojedinim naučnim publikacijama značaj regionalne pripadnosti gazdinstava razmatran je kroz dodatne karakteristike posmatranih regiona poput udaljenosti od najbliže mlekare, udela glasača opredeljenih Zelenoj partiji, udela proizvođača organskog mleka u posmatranim regionima i sl. Samim tim, nameće se zaključak da je regionalnu pripadnost gazdinstva neophodno razmatrati prvenstveno u skladu sa poslovnim ambijentom koji karakteriše pojedine geografske delove, pre nego jednostavnu podelu na regione određene na osnovu geografskih odrednica.²³⁴

Takođe, na primeru gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo u Finskoj, ustanovljeno je da sitni zemljišni posedi i veći broj parcela na nivou gazdinstva povećavaju troškove goriva po jedinici površine i prouzrokuju manji stepen efikasnosti sa aspekta korišćene mehanizacije.²³⁵ Kako su gazdinstva specijalizovana za proizvodnju mleka povezana sa biljnom proizvodnjom u pogledu obezbeđivanja kabaste hrane za krave, odnosno rasturanja organskog đubriva, izražena fragmentisanost zemljišnog poseda negativno utiče na tehničku efikasnost jer se dodatno uvećava broj radnih sati po jedinici površine koji nisu direktno vezani za proizvodni proces, već odlaze na transport radne snage i korišćenog materijala. Takođe, navodi se i negativan uticaj nedovoljno razvijene saobraćajne infrastrukture na ostvarenu tehničku efikasnost, koja se manifestuje kroz povećanje troškova transporta neophodnih inputa, kao i ostvarenog outputa.

²³² Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.

Sauer J. & Lohmann U.L. (2014), *Investment, technical change and efficiency: Empirical evidence from German dairy production*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 42, No. 1, pp. 151-175.

²³³ Hadley D., Shankar., Thirtle C., Coelli T. (2001), *Financial Exposure and Farm Efficiency: Evidence from The England and Wales Dairy Sector*, American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Chicago, IL, August 5-8, 2001.

Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.

²³⁴ Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27, No. 3, pp. 228-241.

²³⁵ Niskanen O. & Heikkilä Anna-Maija (2015), *The Impact of Parcel Structure on the Efficiency of Finnish Dairy Farms*, Agricultural and Resource Economics Review, Vol. 44, No. 1, pp. 65-77.

6. ZAKLJUČAK

U cilju ocene tehničke efikasnosti poljoprivrednih gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji za period od 2015. godine do 2019. godine korišćeni su podaci iz FADN uzorka za ukupno 70 gazdinstava. Ocenjeni modeli su svrstani u šest različitih klasa modela stohastičke granične proizvodne funkcije. U okviru svake klase modela izdvojen je po jedan model na osnovu koje je dalje izvršena analiza raspodele ocenjene tehničke efikasnosti. Tehnička efikasnost je analizirana u skladu sa prethodno izdvojenim faktorima od uticaja na osnovu kojih su definisane radne hipoteze na kojima se zasniva sprovedeno istraživanje.

U prvoj fazi ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, na osnovu modifikovane *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije ocenjen je uticaj angažovanog rada, kapitala, ukupnih troškova i korišćenog poljoprivrednog zemljišta na ukupnu vrednost proizvodnje analiziranih gazdinstava. U drugoj fazi ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, na osnovu ocenjenog modela modifikovane *Cobb-Douglas*-ove proizvodne funkcije izvršena je ocena ostvarene tehničke efikasnosti posmatranih gazdinstava. Na osnovu I i II klase modela ocenjena je vremenski invarijantna tehnička efikasnost, dok je na osnovu III, IV, V i VI klase modela izvršena ocena vremenski varijantne tehničke efikasnosti. Dodatno, prilikom ocene V i VI klase modela posebno je izdvojena ocena vremenski invarijantne (perzistentne) i vremenski varijantne (rezidualne) tehničke efikasnosti.

U trećoj fazi ocene modela stohastičke granične proizvodne funkcije, ispitivan je uticaj dodatno objašnjavajućih promenljivih na ostvarenu tehničku efikasnost, koje su razvrstane u četiri grupe prema prethodno izdvojenim faktorima od uticaja, a sve u skladu sa istraženom naučnom literaturom. U sklopu prve grupe faktora od uticaja na tehničku efikasnost koja se odnosi na karaktersitike poljoprivrednih proizvođača razmatrani su uticaj dodatne obuke, kao i stečenog iskustva na ostvarenu tehničku efikasnost.

Uticaj druge grupe faktora razmatran je na osnovu četiri varijable koje se odnose na karakteristike poljoprivrednih gazdinstava. S tim u vezi, korišćena je varijabla koja deli gazdinstva na ona koja se u radu oslanjaju isključivo na sopstvenu radnu snagu i ona gazdinstva koja angažuju i plaćenu radnu snagu. Zatim, korišćena je varijabla koja deli gazdinstva na ona koja obrađuju isključivo zemljište u sopstvenom vlasništvu, odnosno gazdinstva koja pored sopstvenog zemljišta obrađuju i površine iz zakupa. Vertikalna povezanost između biljne i stočarske proizvodnje je razmatrana na osnovu varijable koja je predstavljena kao udeo vrednosti sopstvene proizvodnje, pre svega kabaste hrane, u ukupnim troškovima proizvodnje. Uticaj veličine gazdinstava na ostvarenu tehničku efikasnost je razmatrana na osnovu broja uslovnih grla muznih krava.

Treća grupa faktora od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost, odnosi se na uticaj ekonomskih mera agrarne politike. Samim tim, korišćena varijabla je predstavljena kao udeo ostvarenih podsticaja u ukupnom prihodu gazdinstava. Na kraju, četvrta grupa faktora koja se odnosi na uticaj prirodnih uslova na ostvarenu tehničku efikasnost, predstavljena je preko regionalne pripadnosti poljoprivrednih gazdinstava gde su izdvojena dva regiona, Srbija – sever i Srbija – jug.

Na osnovu izdvojenih modela I i III klase, ocenjena tehnička efikasnost je razmatrana primenom osnovnog instrumentarijuma deskriptivne statistike u skladu sa izdvojenim faktorima od uticaja na tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava. U okviru II klase modela, pored analize raspodele tehničke efikasnosti, izvršena je delimična ocena uticaja dodatnih objašnjavajućih promenljivih (vremenski invarijantnih faktora) primenom statističke inferencije. S druge strane, u sklopu IV, V i VI klase modela izvršena je ocena uticaja svih posmatranih faktora zajedno sa deskriptivnom analizom raspodele tehničke efikasnosti.

Ocenom različitih klasa modela, dobijeni su različiti rezultati, s tim da se generalno posmatrano mogu konstatovati određene pravilnosti koje povezuju sve klase modela. Pre svega, ustanovljeno je da ukupan kapital i ukupni troškovi proizvodnje, u najvećoj meri profilišu ostvarenu vrednost proizvodnje gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka u Republici Srbiji. Takođe, zajedničko za sve ocenjene klase modela jeste prisutan trend povećanja produktivnosti. Pored navedenog, u modelu proizvodne funkcije ustanovljeno je da angažovani rad i korišćeno poljoprivredno zemljište nemaju statistički značajan uticaj na visinu ostvarene vrednosti proizvodnje.

Prilikom ocene tehničke efikasnosti gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, na osnovu I i V klase modela dobijene su najniže ocene koje iznose 63,04, odnosno 54,70%. Niže ocene tehničke efikasnosti dobijene na osnovu navedenih klasa modela, mogu se objasniti kao posledica metodološke prirode, jer je ocena komponente koja se odnosi na tehničku neefikasnost pristrasna naviše usled nemogućnosti da se odvojeno oceni heterogenost između jedinica posmatranja i vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti. S druge strane, na osnovu modela II, III, IV i VI klase dobijene su ocene tehničke efikasnosti koje se kreću u intervalu od 72,96% do 82,24%.

U skladu sa metodologijom modela stoahstičke granične proizvodne funkcije, posebno se izdvojila VI klasa modela, na osnovu koje je pre svega moguće odvojiti heterogenost između jedinica posmatranja od vremenski invarijantne tehničke neefikasnosti, a zatim posebno oceniti vremenski invarijantnu (perzistentnu) i vremenski varijantnu (rezidualnu) tehničku efikasnost čiji proizvod daje ocenu ukupne tehničke efikasnosti.

U nastavku, analizom raspodele tehničke efikasnosti, a sve u skladu sa izdvojenim faktorima od uticaja na tehničku efikasnost posmatranih gazdinstava, kao i ispitivanjem statističke značajnosti izdvojenih faktora na tehničku efikasnost, ustanovljene su određene pravilnosti i proverene radne hipoteze na kojima se istraživanje zasnivalo.

Naime, ustanovljeno je da dodatna obuka ne obezbeđuje poljoprivrednim proizvođačima specijalizovanim za proizvodnju mleka veći uspeh u poslovanju. Na taj način, prva radna hipoteza koja glasi da **“viši stepen obučenosti pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** je odbačena.

Kada je reč o ispitivanju uticaja radnog iskustva na ostvarenu tehničku efikasnost, zaključak je da radno iskustvo svakako ima pozitivan uticaj na tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, s tim da nije realno za očekivati da trend rasta tehničke efikasnosti sa rastom godina poljoprivrednih proizvođača bude konstantan. Posebno se izdvojila kategorija proizvođača koja ima između 31 i 40 godina starosti. Drugim rečima, ustanovljeno je da najmlađi proizvođači ostvaruju najmanju ocenu tehničke efikasnosti, proizvođači srednjih godina najveću ocenu tehničke efikasnosti, dok stariji proizvođači ostvaruju tehničku efikasnost koja je na nižem nivou od proizvođača srednjih godina, ali je na višem nivou od najmlađih proizvođača. Samim tim, druga radna hipoteza koja glasi da **“radno iskustvo u poljoprivrednoj proizvodnji pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** je prihvaćena.

Treća radna hipoteza koja glasi da **“sopstvena radna snaga pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** u potpunosti je odbačena. Drugim rečima, ustanovljeno je da gazdinstva koja angažuju plaćenu radnu snagu ostvaruju veću ocenu tehničke efikasnosti.

Četvrta radna hipoteza koja glasi da **“vlasništvo nad zemljištem pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”**, takođe je odbačena. Naime, varijabla koja deli gazdinstva na ona koja obrađuju isključivo zemljište u sopstvenom vlasništvu, odnosno gazdinstva koja pored sopstvenog zemljišta obrađuju i površine iz zakupa, nije statistički značajna. Na taj način, zaključak je da vlasništvo nad zemljištem nema statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost. Izvedeni zaključak je u skladu sa dobijenim rezultatima u modelu proizvodne funkcije gde je ispitivan uticaj korišćenog poljoprivrednog zemljišta na ostvarenu vrednost proizvodnje, a gde je posmatrana varijabla takođe statistički insignifikantna. Na taj način, izveden je zaključak da zemljište kao faktor proizvodnje nema uticaj na proizvodni rezultat gazdinstava specijalizovanih za mlečno govedarstvo.

Peta radna hipoteza koja se odnosi na uticaj veličine gazdinstava na ostvarenu tehničku efikasnost i koja glasi da **“povećanje broja uslovnih grla stoke pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** je prihvaćena. Ustanovljeno je da sa povećanjem broja muznih krava na gazdinstvu raste tehnička efikasnost.

Šesta radna hipoteza je definisana na sledeći način: **“Vertikalna povezanost biljne i stočarske proizvodnje pozitivno utiče na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”**. Navedena pretpostavka je proverena na osnovu varijable koja predstavlja udeo vrednosti sopstvene proizvodnje, pre svega kabaste hrane, u ukupnim troškovima proizvodnje. Kako navedena varijabla pokazuje statističku značajnost, šesta radna hipoteza je takođe prihvaćena.

Sedma radna hipoteza koja glasi da **“ekonomske mere agrarne politike pozitivno utiču na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** je ipak odbačena. Izveden je upravo obrnut zaključak. Ustanovljeno je da kako raste udeo ostvarenih subvencija u ukupnom prihodu gazdinstava, tehnička efikasnost opada. U skladu sa svrhom aktuelnih ekonomskih mera agrarne politike, ustanovljeno je da subvencije koje imaju za cilj podršku dohotku poljoprivrednih proizvođača nemaju pozitivan uticaj na ostvarenu produktivnost. Na osnovu empirijskih istraživanja na istu temu, subvencije na investicije su identifikovane kao ekonomska mera agrarne politike koja može unaprediti poslovanje na duži rok.

Na kraju, osma radna hipoteza koja glasi da **“regionalna pripadnost poljoprivrednih gazdinstava nema značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost poljoprivrednih gazdinstava”** je prihvaćena. Kao što je i pretpostavljeno, u Republici Srbiji regionalna pripadnost gazdinstava nema statistički značajan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka. S obzirom na to da se proizvodnja mleka u najvećoj meri odvija u kontrolisanim uslovima, zaključak je da na proizvodne rezultate presudan uticaj ima tehnologija proizvodnje, organizacija proizvodnje, kao i performanse eksploatisanih rasa muznih krava.

Pored navedenog, ustanovljeno je da najefikasnija gazdinstva u odnosu na najmanje efikasna gazdinstva u sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji, u proseku ostvaruju: veću vrednost poljoprivredne proizvodnje po UG stoke; veće troškove proizvodnje po UG stoke, raspoložu sa većim zemljišnim fondom i većim brojem UG muznih krava. Takođe, ustanovljeno je da najviše efikasna gazdinstva u odnosu na najmanje efikasna gazdinstva u proseku raspoložu sa manjom vrednošću kapitala po UG stoke i angažuju manje rada po UG stoke.

Kada je reč o karakteristikama najefikasnijih gazdinstava u pogledu dodatnih faktora od uticaja na ostvarenu tehničku efikasnost, ustanovljeno je da ova gazdinstva u najvećoj meri figuriraju na teritoriji regiona Srbija – jug. Rukovodioci ovih gazdinstava su u proseku imaju 42,3 godina starosti i generalno su mlađi od rukovodilaca najmanje efikasnih gazdinstava.

Takođe, bitno je istaći da je prosečno učešće subvencija u ukupnom prihodu najefikasnijih gazdinstava na nivou od 8,9%, dok je učešće vrednosti sopstvene proizvodnje hrane u ukupnim troškovima na nivou od 30,0%. S druge strane, na osnovu završene obuke, angažmana sopstvene radne snage/plaćene radne snage, odnosno eksploatacije isključivo sopstvenog zemljišta/zemljišta u zakupu, nije moguće definisati pravilnosti u vezi sa najefikasnijim poljoprivrednim gazdinstvima specijalizovanim za proizvodnju mleka u odnosu na najmanje tehnički efikasna gazdinstva.

U skladu sa prethodno navedenim, može se istaći da se eventualno povećanje poljoprivredne proizvodnje gazdinstava specijalizovanih za proizvodnju mleka, prevashodno može očekivati usled dodatnih ulaganja u proizvodne kapacitete. Kako ulaganja u proizvodne kapacitete odnosno opremu, mehanizaciju, objekte i osnovno stado, podrazumeva visoka investiciona ulaganja, jasno je da bez organizovane podrške agrarne politike nije moguće postići očekivani napredak. U prilog navedenom govori nekoliko zaključaka u sprovedenom istraživanju. Pre svega, ustanovljeno je da postojeće ekonomske mere agrarne politike nemaju pozitivan uticaj na ostvarenu efikasnost posmatranih gazdinstava, tako da se tek sa subvencijama na investicije može očekivati i bolji proizvodni rezultat na duži rok. Takođe, utvrđeno je i da se sa povećanjem stočnog fonda može očekivati eventualno povećanje tehničke efikasnosti.

S druge strane, pokazano je da se veća vrednost proizvodnje može ostaviti i dodatnim ulaganjima u proizvodni proces, odnosno nabavkom kvalitetnijih inputa. Međutim, unapređenje proizvodnog procesa ne mora nužno značiti i veća finansijska izdvajanja od strane poljoprivrednih proizvođača. Smislenom organizacijom proizvodnje uz ekonomično upravljanje raspoloživim inputima, moguće je ostvariti željeni napredak. U ovom slučaju savetodavne službe bi mogle imati značajan uticaj na unapređenje organizacionih procesa na gazdinstvima.

U prilog navedenom govori izvedeni zaključak da obuka koju su rukovodioci gazdinstava završili u dosadašnjem periodu, nije dala željeni rezultat. Takođe, pokazano je da vertikalna povezanost između biljne i stočarske proizvodnje ima pozitivan uticaj na ostvarenu tehničku efikasnost, što je u najvećoj meri pitanje organizacione prirode. Prethodno, ustanovljeno je da utrošeni rad nema značajan uticaj na ostvarenu vrednost proizvodnje. Samim tim, prostor za dodatnim unapređenjem saradnje između proizvođača mleka i savetodavnih službi svakako postoji. S tim u vezi, nameće se zaključak da bi rad savetodavnih službi dao najbolji rezultat ukoliko bi bio usmeren na unapređenje organizacionih procesa na gazdinstvima i usvajanje novih tehnoloških rešenja.

Pored navedenog, ustanovljeno je da uvođenjem mladih proizvođača u sektor mlečnog govedarstva, na duži rok može doprineti boljim proizvodnim rezultatima generalno. U prilog navedenom govori činjenica da stečeno iskustvo ima pozitivan uticaj na ostvareni proizvodni rezultat, ali da u sektoru mlečnog govedarstva figurira mali procenat mladih proizvođača. Samim tim, ukoliko se nešto konkretno ne promeni u budućnosti sa ovog aspekta, nije za očekivati ni unapređenje sektora mlečnog govedarstva.

Ipak, potrebno je istaći da se izvedeni zaključci mogu biti dodatno unapređeni detaljnijim istraživanjima, što se može posmatrati kao predlog za buduća istraživanja. Pre svega, na osnovu izvedenih zaključaka stiče se utisak da komunikacija između savetodavnih službi i poljoprivrednih proizvođača nije na zadovoljavajućem nivou. Navedeno u najvećoj meri potkrepljuje činjenica da sprovedena obuka u prethodnom periodu nije dala željeni efekat u cilju unapređenja proizvodnih rezultata u sektoru mlečnog govedarstva. Samim tim, ostaje otvoreno pitanje koji su razlozi za ovakvim stanjem stvari, a da bi se dobili konkretni odgovori neophodno je sprovesti istraživanje koje će ispitati kvalitet rada savetodavnih službi, ali i drugih nadležnih institucija.

Pored navedenog, od koristi bi bilo i ispitati stavove poljoprivrednih proizvođača u vezi sa saradnjom sa različitim institucijama nadležnim za sektor poljoprivrede, kao i stavove koji se odnose na usvajanje novih tehnologija u proizvodni proces što je nesumnjivo uslov za unapređenjem proizvodnih rezultata u narednom periodu.

U skladu sa izvedenim zaključcima po pitanju uticaja ekonomskih mera agrarne politike na ostvarenu tehničku efikasnost, koji ukazuju na potrebu za većim udelom subvencija na investicije, buduća istraživanja bi trebalo da budu usmerena na identifikovanju konkretnih mera agrarne politike koje bi doprinele ostvarivanju železnog cilja, a sve u skladu sa Zajedničkom agrarnom politikom Evropske unije i politikom Svetske trgovinske organizacije. Prethodno navedeno podrazumeva napuštanje protekcionističkog koncepta agrarne politike koji je u većoj meri svojstven socijalnoj podršci agrarnom sektoru. Drugim rečima, potrebno je na kvalitetniji način pomoći poljoprivrednim proizvođačima da se prilagode tržišnim prilikama, što ne mora nužno biti sprovedeno kroz ekonomsku podršku i što nije moguće ostvariti bez konkretne podrške države.

LITERATURA

Monografije i udžbenici:

1. Božić Dragica, Bogdanov Natalija, Ševarlić M. (2011), *Ekonomika poljoprivrede*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 81.
2. Coelli T. J., D.S. Prasada Rao, O'Donell C.J., Battese G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.
3. Dragutinović Mitrović Radmila (2002), *Analiza panel serija*, Zadužbina Andrejević, Beograd.
4. Đurić Katarina (2021), *Agrarna politika*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu.
5. Gujarti D.N., Porter D.C. (2009), *Basic Econometrics*, 5th Edition, McGraw-Hill, New York.
6. Hadživuković S. (1991), *Statistički metodi*, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, Srbija.
6. Jovičić Milena, Dragutinović Mitrović Radmila (2012), *Ekonometrijski metodi i modeli*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu
7. Kumbhakar S.C., Knox Lovell C.A. (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
8. Kumbhakar S., Wang H.J., Horncastle A.P. (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, ISBN: 9781139342070.
9. Mishra S.K. (2007), *A Brief History of Production Functions*, Munich Personal RePEc Archive, Item ID: 5254.
10. Mladenović Zorica, Nojković Aleksandra, (2011), *Primenjena analiza vremenskih serija*, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Univerzitet u Beogradu.
11. Newbold P., Carlson W.L., Thorne Betty (2010), *Statistika za poslovanje i ekonomiju*, MATE d.o.o. Zagreb.
12. Pallant Julie (2020), *A Step by Step Guide to Data Analysis Using IBM SPSS*, Taylor & Francis Group, London.
13. Statistički godišnjaci za period 2012-2021. godine, Republički zavod za statistiku Republike Srbije, Beograd.
14. Vujković Teodosije (1976), *Ekonometrijske metode i tehnike*, Informator – Zagreb, str. 106-132.
15. Zakić Zorica, Stojanović Žaklina (2008), *Ekonomika agrara*, Centar za izdavačku delatnost – Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 395-402.

Naučni i stručni radovi:

1. Adenuga A.H., Davis J., Hutchinson G., Patton M., Donnellan T. (2019), Environmental technical efficiency and phosphorus pollution abatement cost in dairy farms: A parametric hyperbolic distance function approach, Contributed Paper prepared for presentation at the 93rd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, University of Warwick, England, 15 - 17 April 2019.
2. Afrait S.N. (1972), *Efficiency Estimation of Production Functions*, International Economic Review, Vol. 13, No. 3, pp.568-598.
3. Aigner D.J., Chu S.F. (1968), *On Estimating the Industry Production Function*, American Economic Review, Vol. 58, No. 4, pp. 826-839.
4. Aigner D.J., Knox Lovell C., Schmidt P. (1977), *Formation And Estimation Of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics, Vol. 6, No. 1, pp. 21-37.
5. Alem Habtamu (2020), Performance of the Norwegian dairy farms: A dynamic stochastic approach, Research in Economics Vol. 74, No. 3, pp. 263-271.
6. Alem, H., Gudbrand L., Hardaker J. B., Guttormsen A. (2017), *Regional Differences In Technical Efficiency And Technological Gap Of Norwegian Dairy Farms: A Stochastic Metafrontier Model*, International Congress, August 28-September 1, 2017, Parma, Italy, European Association of Agricultural Economists.
7. Alvarez A. & Arias C. (2004), *Technical efficiency and farm size: a conditional analysis*, Agricultural Economics, Vol. 30, No. 3, pp. 241-250.
8. Alvarez A. & Gonzales E. (1999), *Using Cross-Section Data To Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated With Panel Data*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 81, No. 4, pp. 894-901.
9. Areal F.J., Balcombe K., Tiffin R. (2012), *Integrating spatial dependence into Stochastic Frontier Analysis*, The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, No. 56, pp. 521-541.
10. Arrow K.J., Chenery H.B., Minhas B.S., Solow R.M. (1961), *Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency*, Review of Economics and Statistics, Vol. 43, pp. 225-250.
11. Battese G.E. & Corra G.S. (1977), *Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia*, Australian Journal of Agricultural Economics Vol.21, pp. 169-179.
12. Bakucs Z., Ferto I., Fogarasi J., Latruffe Laure, Desjeux Y., Matveev E., Marongiu Sonia, Dolman M., Soboh R. (2011), *EU farms' technical efficiency and productivity change in 1990 – 2006*, The 85th Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Warwick 18th -20th April 2011.
13. Barath Lajos, Ferto Imre, Bojnec Stefan (2018), *Are farms in less favored areas less efficient?*, Agricultural Economics, Vol. 49, pp. 3–12.
14. Barnes A. & Revoredo-Giha C. (2011), *A Metafrontier Analysis of Technical Efficiency of Selected European Agricultures*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30th to September 2nd, 2011, ETH Zurich, Zurich, Switzerland.
15. Battese George (1997), *A Note on The Estimation of Cobb-Douglas Production Functions When Some Explanatory Variables Have Zero Values*, Journal of Agricultural Economics, Vol. 48, No. 2, pp. – 250-252.

16. Battese G.E. & Coelli T.J. (1988), *Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, Journal of Econometrics, ol. 38, pp. 387-399.
17. Battese G.E. & Coelli T.J. (1992), *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 3, No. 1-2, pp. 153-169.
18. Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995), *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*, Empirical Economics, 20, 325–32.
19. Bellego Christophe, Pape Louis-Daniel (2019), *Dealing With The Log Of Zero In Regression Models*, Working Papers 2019-13, Center for Research in Economics and Statistics.
20. Bojnec S., Latruffe Laure (2009), *Determinants of Technical Efficiency of Slovenian Farms*, Post-Communist Economies, Vol. 21, No. 1, pp. 117-124.
21. Bravo-Uerta B.E., Rivas T.E., Thiam A. (2002), *A Meta-Analysis of Technical Efficiency in Farming: A Multi-Country Perspective*, Conference Paper/Presentation, International Farm Management Association (13th Congress), Wageningen, The Netherlands, July 7-12, 2002.
22. Bravo-Uerta B.E., Solís D., Moreira Lopez V.H., Maripani J.F., Thiam A., Rivas T. (2007), *Technical Efficiency in Farming: A Meta-Regression Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 27. No. 1., pp. 57-72.
23. Brümmer Bernhard (2001), *Estimating Confidence Intervals For Technical Efficiency: The Case Of Private Farms In Slovenia*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 28, No. 3, pp. 285–306.
24. Brümmer B., Glauben T., Thijssen G. (2002), *Decomposition Of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case Of Dairy Farms In Three European Countries*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84, No. 3 pp. 628-644.
25. Brümmer B. & Loy J.P. (2000), *The technical efficiency impact of farm credit programs: a case study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.3, pp. 405-418.
26. Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978), *Measuring the efficiency of decision making units*, European Journal of Operational Research, Vol. 2, No. 6, pp. 429-444.
27. Cheng M.L. & Han Y. (2014), *A modified Cobb-Douglas production function model and its application*, IMA Journal of Management Mathematics, Vol. 25, pp. 353–365.
28. Christensen L.R., Jorgenson D.W., Lau L.J. (1971), *Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function*, Econometrica, Vol. 39, No. 4.
29. Clemhout S. (1968), *The Class of Homothetic Isoquant Production Functions*, The Review of Economic Studies, Vol. 35, No. 1, pp. 91–104.
30. Cobb, C. W. & Douglas, P. H. (1928), *A Theory of Production (PDF)*, American Economic Review, Vol. 18 (Supplement), pp. 139–165.
31. Coelli T. (1995), *Estimators and Hypothesis Tests for Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 6, No. 4, pp. 247-268.
32. Colombi R., Martini G., Vittadini G. (2011), *A Stochastic Frontier Model with Short-Run and Long-Run Inefficiency Random Effects*, Department of Economics and Technology Management, University of Bergamo, Working Paper Series.

33. Covarrubias L.G., Lapple Doris, Dillon Emma, Thorne Fiona (2020), The role of hired labor in transient and persistent technical efficiency on Irish dairy farms, Selected Paper prepared for presentation at the 2020 Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting, Kansas City, July 26-28, 2020.
34. Cornwell C.S., Schmidt P., Sickles R.C. (1990), *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1-2, pp. 185-200.
35. Cuesta Rafael (2000), *A Production Model With Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: With Application to Spanish Dairy Farms*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 13, pp. 139–158.
36. Czekaj T.G. (2015), *Measuring the Technical Efficiency of Farms Producing Environmental Output: Semiparametric Estimation of Multi-output Stochastic Ray Production Frontiers*, 29th International Conference of Agricultural Economists, Milano August 8th-14th 2015.
37. D'Agostino R.B., Belanger A., D'Agostino R.B. Jr. (1990), *A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality*, The American Statistician, Vol. 44, pp. 316-321.
38. Farrell M.J. (1957), *The Measurement of Productive Efficiency*, Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General), Vol. 120, No. 3, pp. 253-290.
39. Fuglie K. (2018), *Is agricultural productivity slowing?*, Global Food Security, Vol. 17., pp. 77-83.
40. Galluzzo N. (2020), *A Technical Efficiency Analysis Of Financial Subsidies Allocated By The Cap In Romanian Farms Using Stochastic Frontier Analysis*, European Countryside, Vol. 12, No. 4, pp. 494-505.
41. Gorgess H. M., Abdul Naby A. I. (2012), *Using Restricted Least Squares Method to Estimate and Analyze the Cobb-Douglas Production Function with Application*, Ibn Al-Haitham Journal for Pure and Applied Science, Vol. 25, No. 2.
42. Gorton M., Davidova Sophia (2004) *Farm Productivity And Efficiency In The CEE Applicant Countries: A Synthesis of Results*, Agricultural Economics, Vol. 30, No. 1, pp. 1–16.
43. Green W.H. (1980a), *Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp. 27-56.
44. Green W.H. (1980b), *On the Estimation of Flexible Frontier Production Model*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp.101-115.
45. Green W.H. (1990), *A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model*, Journal of Econometrics, Vol. 46, No. 1, pp. 141-164
46. Green W.H. (2005a), *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 23, pp. 7-32.
47. Green W.H. (2005b), *Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model*, Journal of Econometrics Vol. 126, pp. 269–303.
48. Hadley D., Shankar., Thirtle C., Coelli T. (2001), *Financial Exposure and Farm Efficiency: Evidence from The England and Wales Dairy Sector*, American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Chicago, IL, August 5-8, 2001.
49. Hallam D., Machado F. (1996), *Efficiency Analysis With Panel Data: A Study Of Portuguese Dairy Farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23, No. 1, pp. 79–93.

50. Hausman J.A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, *Econometrica* Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.
51. Heshmati A. (1998), *Efficiency measurement in rotating panel data*, *Economics Letters*, Vol. 38, No. 2, pp.169-174.
52. Heshmati A. & Kumbhakar S.C. (1997), *Estimation of Technical Efficiency in Swedish Crop Farms: A Pseudo Panel Data Approach*, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 48, No.1-3, pp.22-37.
53. Horrace W.C. & Schmidt P. (1996), *Confidence Statements for Efficiency Estimates from Stochastic Frontier Models*, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 7, pp. 257-282.
54. Iraizoz Belen, Bardaji Isabel, Rapun M. (2005), *The Spanish Beef Sector In The 1990s: Impact Of The BSE Crisis On Efficiency And Profitability*, *Applied Economics*, Vol. 37, No. 4, pp. 473-484.
55. Iraizoz Belen, Rapun M., Zabaleta I. (2003), *Assessing The Technical Efficiency Of Horticultural Production In Navarra, Spain*, *Agricultural Systems*, Vol. 78, No. 3, pp. 387-403.
56. Ivaldi M., Perrigne Isabelle, Simioni M. (1994), *Productive Efficiency of French Grain Producers: A Latent Variable Model*, *Journal of Productivity Analysis* Vol. 5, No.3, pp.287-299.
57. Jelisavac – Trošić Sanja (2018), *The world trade organization accession as one of the Serbian foreign policy goals*, *International problems*, Vol. 70, Issue 1, pp. 28-46.
58. Johansson Helena (2005), *Technical, Allocative, And Economic Efficiency In Swedish Dairy Farms: The Data Envelopment Analysis Versus The Stochastic Frontier Approach*, Poster background paper prepared for presentation at the XI International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.
59. Jondrow J., Knnox Lovell C.A., Materov I.S., Schmidt P (1982), *On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, *Econometrics*, Vol.19, pp. 233-238.
60. Stevenson R.E. (1980), *Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation*, *Journal of Econometrics*, Vol. 13, No. 1, pp. 57-66.
61. Karagiannis G., Midmore P., Tzouvelekas V. (2002), *Separating Technical Change from Time-Varying Technical Inefficiency in the Absence of Distributional Assumptions*, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 18, pp. 23-38.
62. Karagiannis G., Salhofer K., Sinabell F. (2012), *Scale Efficiency in Organic and Conventional Dairy Farming*, Paper prepared for presentation at the 1st AIEAA Conference 'Towards a Sustainable Bio-economy: Economic Issues and Policy Challenges' 4-5 June, 2012, Trento, Italy.
63. Kellermann M., Salhofer K. (2011), *Comparing productivity growth in conventional and grassland dairy farms*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30 to September 2, 2011, Zurich, Switzerland.
64. Kodde D.A. & Palm F.C. (1986), *Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions*, *Econometrica*, Vol. 54, pp. 1243-1248.
65. Kontos A. & Young T. (1983), *An analysis of technical efficiency on a sample of Greek farms*, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 10 No. 3, pp. 271-280.
66. Kostlivy V. & Fuksova Zuzana (2019), *Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms*, *Agricultural Economics - Czech*, Vol. 65, No. 4, pp. 175-184.

67. Kovacs K. (2014), *Dairy Farms Efficiency Analysis Before The Quota System Abolishment*, Applied Studies in Agribusiness and Commerce, Vol. 8, No. 2-3, pp. 147-157.
68. Kumbhakar S.C. (1987), *The Specification of Technical and Allocative Inefficiency in Stochastic Production and Profit Frontiers*, Journal of Econometrics, Vol. 34, pp. 335-348.
69. Kumbhakar S.C. (1990), *Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency*, Journal of Econometrics, Vol.46, No. 1-2, pp. 201-212.
70. Kumbhakar S.C. & Heshmati A. (1995), *Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data 1976-88*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 77, pp. 660-674.
71. Kumbhakar S.C., Lien G., Hardaker, J.B. (2014), *Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming*, Journal of Productivity Analysis, Vol. 41, No. 2, pp. 321-337.
72. Kumbhakar S.C. & Wang H.J. (2005), *Estimation of Growth Convergence Using a Stochastic Production Frontier Approach*, Economics Letters, Vol. 88, pp. 300-305.
73. Kurkalova Lyubov & Jensen Helen (1996), *Production Efficiency in Ukrainian Agriculture and the Process of Economic Reform*, Center for Agricultural and Rural Development (CARD) Publications 96-wp167, Center for Agricultural and Rural Development (CARD) at Iowa State University.
74. Lakner Sebastian (2009), *Technical efficiency of organic milk-farms in Germany - the role of subsidies and of regional factors*, International Association of Agricultural Economists, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China.
75. Lakner Sebastian (2012), *Technical efficiency of organic pasture farming in Germany: The role of location economics and of specific knowledge*, Renewable Agriculture and Food Systems, Vol. 27 , No. 3, pp. 228-241.
76. Lang T. & Schoen Victoria (2016), *Food, the UK and the EU: Brexit or Bremain?*, Food Research Collaboration, pp. 12, ISBN 978-1-903957-14-1.
77. Lansink A.O. (2000), *Productivity growth and efficiency measurement: a dual approach*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 27, No. 1, pp. 59–73.
78. Lee Y.H. & Schmidt P. (1993), *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*, in H.O. Fried C.A.K. Lovell and Schmidt S.S., eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press.
79. Latruffe Laure, Bakucs L., Bojnec S., Ferto I., Fogarasi J., Gavrilescu C., Jelinek J., Luca L., Medonos T., Toma C. (2008), *Impact of public subsidies on farms' technical efficiency in New Member States before and after EU accession*, 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008.
80. Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P. (2012), *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguauçu, Brazil, 18-24 August, 2012.
81. Latruffe Laure, Bravo-Uerta B., Carpentier A., Desjeux Y., Moreira V. (2016), *Subsidies And Technical Efficiency In Agriculture: Evidence From European Dairy Farms*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 99, No. 3, pp. 783-799.

82. Lopes Fernando (2008), *Technical Efficiency in Portuguese Dairy Farms*, 82nd Annual Conference of the Agricultural Economics Society, Royal Agricultural College, 31st March to 2nd April 2008.
83. Madau Fabio (2007), *Technical Efficiency In Organic And Conventional Farming: Evidence Form Italian Cereal Farms*, *Agricultural Economics Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-17.
84. Madau Fabio, Furesi R., Pulina P. (2017), Technical efficiency and total factor productivity changes in European dairy farm sectors, *Agricultural and Food Economics*, Vol. 5, No. 17, pp. 1-14.
85. Mamardashvili Phatima & Bokusheva Raushan (2014), *Heterogeneous Farm Output and Technical Efficiency Estimate*, *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 63, No. 1, pp. 16-30.
86. Mamardashvili Phatima & Jan P. (2014), *Environmentally harmful by-products in efficiency analysis: An example of nitrogen surplus on Swiss dairy farms*, Poster paper prepared for presentation at the EAAE 2014 Congress 'Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies' August 26 to 29, 2014 Ljubljana, Slovenia.
87. Manevska-Tasevska G., Rabinowicz E. (2016), *Pure and compensated technical efficiency of Swedish dairy farms*, *Agricultural and Food Science*, Vol. 25, pp. 111-123.
88. Manevska-Tasevska G., Rabinowicz E., Surry Yves (2013), *Policy Impact On Farm Level Efficiency In Sweden: 1998-2008*, Working paper, AgriFood Economics Centre, 2013:6.
89. Mareth Tacuiana, Thomé A.M.T., Oliveira F.L.C., Scavarda L.F (2016), *Systematic Review and Meta-Regression Analysis of Technical Efficiency in Dairy Farms*, *International Journal of Productivity and Performance Management*, Vol. 65, No. 3, pp. 279-301.
90. Meeusen W., van den Broeck J. (1977), *Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error*, *International Economic Review*, Vol. 18, No. 2, pp. 435-444.
91. Moreira Lopez V.H. & Bravo-Uerta B.E. (2008), *A Study of Dairy Farm Technical Efficiency Using Meta-Regression: An International Perspective*, *Chilean Journal of Agricultural Research*, Vol. 69, No. 2, pp. 214-223.
92. Mundlak Y. (1961), *Empirical Production Function Free of Management Bias*, *Journal of Farm Economics*, Vol. 43, No. 1, pp. 44-56.
93. Nishimuzu Mieko, Page J. (1978), *Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimension of Productivity change in Yugoslavia, 1965-78*, *The Economic Journal*, vol. 92, pp. 920-936.
94. Niskanen O. & Heikkila Anna-Maija (2015), *The Impact of Parcel Structure on the Efficiency of Finnish Dairy Farms*, *Agricultural and Resource Economics Review*, Vol. 44, No. 1, pp. 65-77.
95. Novaković T. (2019), *Analiza bruto dodatne vrednosti poljoprivredne proizvodnje u Republici Srbiji*, *Ekonomске ideje i praksa*, Centar za izdavačku delatnost – Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu, str. 39-55.
96. Novaković T., Milić D., Mutavdžić Beba (2019), *Metodologija obračuna ekonomske veličine poljoprivrednih gazdinstava*, *Agroekonomika*, god. 48, br. 82, Poljoprivredni fakultet, Univerziteta u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776 (On line).

97. Novaković T., Milić D., Mutavdžić Beba, Tekić Dragana (2020), *Reprezentativnost FADN uzorka u Srbiji*, *Agroekonomika*, god. 49, broj 87, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776.
98. Novaković T., Nikolić-Đorić Emilija, Mutavdžić Beba (2016), *Problem multikolinearnosti u višestrukoj linearnoj regresiji*, *Agroekonomika*, broj 72, Poljoprivredni fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, ISSN: 2335-0776.
99. Okorie D.I. (2017), *Testing the Existence of Cobb-Douglas and CES Production Functions in Nigeria*, *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, Vol 7. No. 3, pp. 270-297.
100. Petrović P. & Gligorić Matić Mirjana (2021), *Konvergencija periferije ka razvijenoj EU i faktori koji je opredeljuju - Empirijsko istraživanje i implikacije za Srbiju*, Centar za izdavačku delatnost, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Republika Srbija.
101. Pieralli S., Huttel S., Odening M. (2014), *Abandonment of milk production under uncertainty and inefficiency: The case of West German farms*, Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2014 AAEA Annual Meeting, Minneapolis, July 27-29, 2014.
102. Pierani P. & Rizzi P.L. (2003), *Technology And Efficiency In A Panel Of Italian Dairy Farms: An SGM Restricted Cost Function Approach*, *Agricultural Economics*, Vol. 29, No. 2, pp. 195-209.
103. Piesse J., Thirtle C., Turk J. (1996), *Efficiency and Ownership in Slovene Dairying: A Comparison of Econometric and Programming Techniques*, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 22, No 1, pp. 1-22.
104. Pitt M. & Le L.F. (1981), *The measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry*, *Journal of Development Economics*, Vol. 9, pp. 43-64.
105. Popović R. (2006), *Efikasnost proizvodnje kravljeg mleka u Vojvodini*, *Ekonomika poljoprivrede*, Vol. 53, br. 3, pp. 869-877.
106. Rasmussen S. (2011), *Estimating the technical optimal scale of production in Danish agriculture*, *Acta Agriculturae Scandinavica, Section C — Food Economics*, Vol. 8, pp. 1-19.
107. Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (1999), *Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms*, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, No. 1, pp. 44-60.
108. Reinhard S., Knox Lovell C.A., Thijssen G. (2000), *Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA*, *European Journal of Operational Research* 121, No.121, pp. 287-303.
109. Revankar N.S. (1970), *Capital-Labor Substitution, Technological Change and Economic Growth*, *Econometrica*, Vol. 38, No. 4.
110. Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2002), *Measuring Technical Efficiency In The Greek Agricultural Sector*, *Applied Economics*, Vol. 34, No. 11, pp.1345-1357.
111. Rezitis A.N., Tsiboukas K., Tsoukalas S. (2003), *Investigation of Factors Influencing the Technical Efficiency of Agricultural Producers Participating in Farm Credit Programs: The Case of Greece*, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 529-541.
112. Richmond J. (1974), *Estimating the Efficiency of Production*, *International Economic Review*, Vol. 15, No. 2, pp. 515-521.

113. Sauer J. & Lohmann U.L. (2014), *Investment, technical change and efficiency: Empirical evidence from German dairy production*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 42, No. 1, pp. 151-175.
114. Schmidt P. (1976), *On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions*, Review of Economics and Statistics, Vol. 58, No. 2, pp. 238-239.
115. Schmidt P. & Lin T.F. (1984), *An Error Structure for Systems of Translog Cost and Share Equations*, Working Paper, No. 8309, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing, MI.
116. Schmidt P., Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, No. 4, pp. 367-374.
117. Sipiläinen T. & Lansink A.O. (2005), *Learning in Organic Farming - An Application on Finnish Dairy Farms*, XIth Congress of the European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, August 24-27, 2005.
118. Skevas Ioannis (2019), *A Hierarchical Stochastic Frontier Model for Efficiency Measurement Under Technology Heterogeneity*, Journal of Quantitative Economics, Vol. 17, pp. 513-524.
119. Stevenson R.E. (1980), *Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation*, Journal of Econometrics, Vol. 13, No. 1, pp. 57-66.
120. Stojanović Žaklina, Nastić Lana, Jeločnik M., Anđelić B. (2015), *FADN rezultati poljoprivrednih gazdinstava (Farm Return)*, Ministarstvo poljoprivrede i zaštite životne sredine, Beograd.
121. Thiam A, Bravo-Ureta B.E., Rivas T. (2001) *Technical Efficiency In Developing Country Agriculture: A Meta-Analysis*, Agricultural Economics, Vol. 25, No. 2-3, pp. 235-243.
122. Thiele H. & Brodersen C. (1999), *Differences in farm efficiency in market and transition economies: empirical evidence from West and East Germany*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 26, No. 3, pp. 331-347.
123. Zhu X., Demeter R.M., Lansink A.O. (2012), *Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies*, Agricultural Economics Review, Vol. 13, No. 1, pp. 66-92.
124. Zhu X., Lansink A.O. (2009), *Determinants of productivity change of crop and dairy farms in Germany, the Netherlands and Sweden in 1995-2004*, Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22, 2009.
125. Zhu X., Lansink A.O. (2010), *Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden*, Journal of Sustainable Agriculture, Vol. 61, No. 3, pp. 545-564.
126. Zhu Xueqin & Lansink A.O., Alfons G.J.M. (2008), *Technical Efficiency of the Crop Farms under the Various CAP Reforms: Empirical Studies for Germany, the Netherlands and Sweden*, Conference Paper/ Presentation, European Association of Agricultural Economists (EAAE), January 30-February 1, 2008, Sevilla, Spain.
127. Wang, H.J. (2002), *Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model*, Journal of Productivity Analysis, 18, 241-53.
128. Wang H.J. & Ho C.W. (2010), *Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation*, Journal of Econometrics Vol. 157, pp. 286-296.

129. Winsten C.B. (1957), *Discussion on Mr. Farrell's Paper*, Journal of the Royal Statistical Society Series A, General, 120, Part 3, pp. 282-284.

Doktorske disertacije:

1. Vukelić Nataša (2015), *Menadžerski kapaciteti proizvođača tovnih pilića i njihov uticaj na rezultate proizvodnje*, doktorska disertacija, Univerzitet u Novom Sadu, Poljoprivredni fakultet, Novi Sad.

Internet i drugi izvori:

1. <https://data.worldbank.org>.
2. <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
3. https://policy.trade.ec.europa.eu/eu-trade-relationships-country-and-region/eu-and-wto_en.
4. https://www.wto.org/english/res_e/res_e.htm.
5. https://ec.europa.eu/agriculture/rca/methodology3_en.cfm.
6. https://www.nbs.rs/sr_RS/finansijsko_trziste/medjubankarsko-devizno-trziste/kursna-lista/prosecni-kursevi/index.html.
5. European Commission, *DEFINITIVE ADOPTION of the European Union's general budget, 2011-2020*, Official Journal of the European Union, 2011/125/EU, 2012/70/EU, 2013/102/EU, 2014/67/EU, 2015/339, 2016/150, 2017/292, 2018/251, 2019/333, 2020/227.
6. European Commission, REPORT FROM THE COMMISSION TO THE EUROPEAN PARLIAMENT AND THE COUNCIL, 5th - 14th FINANCIAL REPORTS FROM THE COMMISSION TO THE EUROPEAN PARLIAMENT AND THE COUNCIL on the EUROPEAN AGRICULTURAL GUARANTEE FUND (EAGF).
7. European Commission, REPORT FROM THE COMMISSION TO THE EUROPEAN PARLIAMENT AND THE COUNCIL, 5th - 14th FINANCIAL REPORTS FROM THE COMMISSION TO THE EUROPEAN PARLIAMENT AND THE COUNCIL on the EUROPEAN AGRICULTURAL FUND FOR RURAL DEVELOPMENT (EAFRD).
8. Laure Marie & Granier A. (2018), *The EU dairy sector Main features, challenges and prospects – BRIEFING*, European Parliamentary Research Service, European Parliament.
9. Zakon o poljoprivredi i ruralnom razvoju – Službeni glasnik RS, br. 41/2009, 10/2013 – dr. zakon, 101/2016, 67/2021 – dr. zakon i 114/2021.
10. Zakon o poljoprivrednom zemljištu – Službeni glasnik RS, br. 62/2006, 65/2008 – dr. zakon, 41/2009, 112/2015, 80/2017 i 95/2018 – dr. zakon.
11. Pravilnik o kvalitetu i drugim zahtevima za mleko, mlečne proizvode, kompozitne mlečne proizvode i starter kulture – „Službeni list SRJ, br. 26/2002 i "Službeni list SCG", br. 56/2003 - dr. pravilnik, 4/2004 - dr. pravilnik i 5/2004 i "Službeni glasnik RS", br. 21/2009 - dr. pravilnik i 33/2010 - dr. pravilnik.
12. Statistički godišnjak (2020), Republički zavod za statistiku Republike Srbije, Beograd.

BIOGRAFIJA AUTORA

Tihomir Novaković je rođen 07.06.1991. godine u Sanskom Mostu, Bosna i Hercegovina. Poljoprivredni fakultet, Univerziteta u Novom Sadu je završio 2014. godine (smer Agroekonomija) sa prosečnom ocenom 8,40. Na istom fakultetu 2016. godine završava master akademske studije (smer Agroekonomija) sa prosečnom ocenom 10,00. Tema master rada bila je: „Primena logističke regresije u određivanju razvijenosti opština AP Vojvodine“. Doktorske studije upisao je 2016. godine (smer Ekonomija) gde je položio sve predmete predviđene programom doktorskih studija Ekonomskog fakulteta, Univerziteta u Beogradu, sa prosečnom ocenom 9,11.

U periodu od 2016-2017. godine zaposlen je na Poljoprivrednom fakultetu, Univerzitet u Novom Sadu, kao saradnik u nastavi na užoj naučnoj oblasti Statistika. U septembru 2017. godine izabran je u zvanje asistenta na užoj naučnoj oblasti Kvantitativni metodi u agroekonomiji.

U dosadašnjem naučnom radu, doktorand Tihomir Novaković je kao autor ili koautor objavio 35 naučnih radova iz oblasti Agroekonomije i Statistike i učestvovao na 16 domaćih i međunarodnih konferencija sa temama iz navedenih oblasti. Član je statističkog društva Vojvodine. Čita, govori i piše engleski jezik.

PRILOZI

Prilog 1. Tablica χ^2 raspodele

Stepeni slobode	α									
	0.995	0.990	0.975	0.950	0.900	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	0.0 ⁴ 393	0.0 ³ 157	0.0 ³ 982	0.0 ² 393	0.0158	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.0100	0.0201	0.0506	0.103	0.211	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.072	0.115	0.216	0.352	0.584	6.25	7.81	9.35	11.34	12.84
4	0.207	0.297	0.484	0.711	1.064	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.412	0.554	0.831	1.145	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.676	0.872	1.24	1.64	2.20	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.989	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.53	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	17.28	19.68	21.92	24.73	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	18.55	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	21.06	23.68	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	25.99	28.87	31.53	34.81	37.16
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	28.41	31.41	34.17	37.57	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	30.81	33.92	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.20	11.69	13.09	14.85	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	33.20	36.42	39.36	42.98	45.56
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	34.38	37.65	40.65	44.31	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.81	12.88	14.57	16.15	18.11	36.74	40.11	43.19	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	29.05	51.81	55.76	59.34	63.69	66.77
50	27.99	29.71	32.36	34.76	37.69	63.17	67.50	71.42	76.15	79.49
60	35.53	37.48	40.48	43.19	46.46	74.40	79.08	93.30	88.38	91.95
70	43.28	45.44	48.76	51.74	55.33	85.53	90.53	95.02	100.4	104.2
80	51.17	53.54	57.15	60.39	64.28	96.58	101.9	106.6	112.3	116.3
90	59.20	61.75	65.65	69.13	73.29	107.6	113.1	118.1	124.1	128.3
100	67.33	70.06	74.22	77.93	82.36	118.5	124.3	129.6	135.8	140.2

Izvor: Newbold i sar., 2010

Prilog 2. Tablica normalne raspodele

Z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.0000	0.0040	0.0080	0.0120	0.0160	0.0199	0.0239	0.0279	0.0319	0.0359
0.1	0.0398	0.0438	0.0478	0.0517	0.0557	0.0596	0.0636	0.0675	0.0714	0.0753
0.2	0.0793	0.0832	0.0871	0.0910	0.0948	0.0987	0.1026	0.1064	0.1103	0.1141
0.3	0.1179	0.1217	0.1255	0.1293	0.1331	0.1368	0.1406	0.1443	0.1480	0.1517
0.4	0.1554	0.1591	0.1628	0.1664	0.1700	0.1736	0.1772	0.1808	0.1844	0.1879
0.5	0.1915	0.1950	0.1985	0.2019	0.2054	0.2088	0.2123	0.2157	0.2190	0.2224
0.6	0.2257	0.2291	0.2324	0.2357	0.2389	0.2422	0.2454	0.2486	0.2517	0.2549
0.7	0.2580	0.2611	0.2642	0.2673	0.2704	0.2734	0.2764	0.2794	0.2823	0.2852
0.8	0.2881	0.2910	0.2939	0.2967	0.2995	0.3023	0.3051	0.3078	0.3106	0.3133
0.9	0.3159	0.3186	0.3212	0.3238	0.3264	0.3289	0.3315	0.3340	0.3365	0.3389
1.0	0.3413	0.3438	0.3461	0.3485	0.3508	0.3531	0.3554	0.3577	0.3599	0.3621
1.1	0.3643	0.3665	0.3686	0.3708	0.3729	0.3749	0.3770	0.3790	0.3810	0.3830
1.2	0.3849	0.3869	0.3888	0.3907	0.3925	0.3944	0.3962	0.3980	0.3997	0.4015
1.3	0.4032	0.4049	0.4066	0.4082	0.4099	0.4115	0.4131	0.4147	0.4162	0.4177
1.4	0.4192	0.4207	0.4222	0.4236	0.4251	0.4265	0.4279	0.4292	0.4306	0.4319
1.5	0.4332	0.4345	0.4357	0.4370	0.4382	0.4394	0.4406	0.4418	0.4429	0.4441
1.6	0.4452	0.4463	0.4474	0.4484	0.4495	0.4505	0.4515	0.4525	0.4535	0.4545
1.7	0.4554	0.4564	0.4573	0.4582	0.4591	0.4599	0.4608	0.4616	0.4625	0.4633
1.8	0.4641	0.4649	0.4656	0.4664	0.4671	0.4678	0.4686	0.4693	0.4699	0.4706
1.9	0.4713	0.4719	0.4726	0.4732	0.4738	0.4744	0.4750	0.4756	0.4761	0.4767
2.0	0.4772	0.4778	0.4783	0.4788	0.4793	0.4798	0.4803	0.4808	0.4812	0.4817
2.1	0.4821	0.4826	0.4830	0.4834	0.4838	0.4842	0.4846	0.4850	0.4854	0.4857
2.2	0.4861	0.4864	0.4868	0.4871	0.4875	0.4878	0.4881	0.4884	0.4887	0.4890
2.3	0.4893	0.4896	0.4898	0.4901	0.4904	0.4906	0.4909	0.4911	0.4913	0.4916
2.4	0.4918	0.4920	0.4922	0.4925	0.4927	0.4929	0.4931	0.4932	0.4934	0.4936
2.5	0.4938	0.4940	0.4941	0.4943	0.4945	0.4946	0.4948	0.4949	0.4951	0.4952
2.6	0.4953	0.4955	0.4956	0.4957	0.4959	0.4960	0.4961	0.4962	0.4963	0.4964
2.7	0.4965	0.4966	0.4967	0.4968	0.4969	0.4970	0.4971	0.4972	0.4973	0.4974
2.8	0.4974	0.4975	0.4976	0.4977	0.4977	0.4978	0.4979	0.4979	0.4980	0.4981
2.9	0.4981	0.4982	0.4982	0.4983	0.4984	0.4984	0.4985	0.4985	0.4986	0.4986
3.0	0.4987	0.4987	0.4987	0.4988	0.4988	0.4989	0.4989	0.4989	0.4990	0.4990

Izvor: Newbold i sar., 2010

Prilog 3. Tablica t - raspodele

Stepeni slobode	α				
	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.567
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.383	1.833	0.262	2.821	3.250
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

Izvor: Newbold i sar., 2010

Izjava o autorstvu

Potpisani **Tihomir Novaković** broj indeksa **3007/2016**

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom

Ocena tehničke efikasnosti primenom modela stohastičke granične proizvodne funkcije u sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji

- rezultat sopstvenog istraživačkog rada,
- da predložena disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za dobijanje bilo koje diploma prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova,
- da su rezultati korektno navedeni i
- da nisam kršio autorska prava i koristio intelektualnu svojinu drugih lica.

Potpis doktoranda

Beograd, 2023.

Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora: **Tihomir Novaković**

Broj indeksa: **3007/2016**

Studjski program: **Ekonomija**

Naslov rada: **Ocena tehničke efikasnosti primenom modela stohastičke granične proizvodne funkcije u sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji**

Mentor: **prof. dr Žaklina Stojanović**

Potpisani **Tihomir Novaković**

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predao za objavljivanje na portal Digitalnog repozitorijuma Univerziteta u Beogradu.

Dozvoljavam da se objave moji lični podaci vezani za dobijanje akademskog zvanja doktora nauka, kao što su ime i prezime, godina i mesto rođenja i datum odbrane rada.

Ovi lični podaci mogu se objaviti na mrežnim stranicama digitalne biblioteke, u elektronskom katalogu i u publikacijama Univerzitet u Beogradu.

Potpis doktoranda

Beograd, 2023.

Izjava o korišćenju

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku "Svetozar Marković" da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

Ocena tehničke efikasnosti primenom modela stohastičke granične proizvodne funkcije u sektoru mlečnog govedarstva u Republici Srbiji

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim priložima predao sam u elektronskom format pogodnom za trajno arhiviranje. Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (Creative Commons) za koju sam se odlučio.

1. Autorstvo
2. Autorstvo – nekomercijalno
- 3. Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade**
4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima
5. Autorstvo –bez prerade
6. Autorstvo –deliti pod istim uslovima

Potpis doktoranda

Beograd, 2023.