Ekonomske ideje i praksa 58 (2025) 1-21

https://doi.org/10.54318/eip.2025.rk.403

REALNI EFEKTIVNI DEVIZNI KURS DINARA I PRILIV STRANOG KAPITALA U SRBIJU

Radovan Kovačević[1], radovan.kovacevic@ekof.bg.ac.rs

Apstrakt. *U radu se istražuje uticaj neto priliva kapitala u Srbiju na realni efektivni devizni kurs (REDK) domaće valute. Sprovedeno je empirijsko istraživanje uz primenu ARDL metoda. Nalazi ovog istraživanja pokazuju da neto priliv kapitala vrši pritisak u pravcu realne apresijacije domaće valute. Ocenjeni dugoročni koeficijent pokazuje da porast agregatnog neto priliva kapitala kao procenat BDP-a za 10% dovodi do apresijacije REDK dinara za 0,27%. Prilikom dezagregiranja tokova kapitala zapaženo je da neto priliv portfolio investicija, inostranih kredita i stranih direktnih investicija (SDI) utiče na apresijaciju REDK dinara, dok neto priliv doznaka ima suprotan uticaj. Ocenjeni dugoročni koeficijenti uz varijablu inflacije ukazuju da rast inflacije za 1% dovodi do apresijacije REDK za 0,9% u modelu 1, odnosno 0,8% u modelu 2. Da inflacija i u kratkom roku deluje na apresijaciju REDK potvrđuju ocenjeni kratkoročni koeficijenti u oba modela. Apresijacija REDK odvija se paralelno sa porastom deficita trgovinskog i tekućeg bilansa. To sugeriše da je kretanje REDK pod snažnijim uticajem kretanja kapitala u poređenju sa uticajem realnih robnih tokova s inostranstvom.*

Ključne reči (key words): realan efektivan devizni kurs, strane direktne investicije, portfolio investicije, inostrani krediti.

REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE OF DINAR AND INFLOW OF FOREIGN CAPITAL IN SERBIA

Abstract. The paper analyses the impact of net capital inflows in Serbia on the real effective exchange rate (REER) of the national currency. The empirical analysis was conducted using the ARDL approach. The results of this study show that net capital inflows exert pressure in the direction of real appreciation of the national currency. The estimated long-run coefficients show that a 10 per cent increase in total net capital inflows leads to a 0.27 per cent appreciation of the REER dinar. When we disaggregate the capital flows, we find that the net inflow of portfolio investment, foreign loans and foreign direct investment (FDI) influences the appreciation of the REER dinar, while the net inflow of remittances has the opposite effect. The estimated long-run coefficients with the inflation variable show that a 1% increase in inflation leads to an appreciation of the REER by 0.9% in Model 1 and 0.8% in Model 2. The fact that inflation also influences the appreciation of the REER in the short term is confirmed by the estimated short-term coefficients in both models. The appreciation of the REER occurs in parallel with the increase in the trade and current account deficits. This indicates that

[1] Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Kamenička 6, Beograd, Srbija

the development of the REER is more strongly influenced by capital movements than by the influence of real goods flows with other countries.

Key words: real effective exchange rate, foreign direct investments, portfolio investments, foreign loans.
JEL klasifikacija (classification): F21, F24, F31, F32

1. Uvod

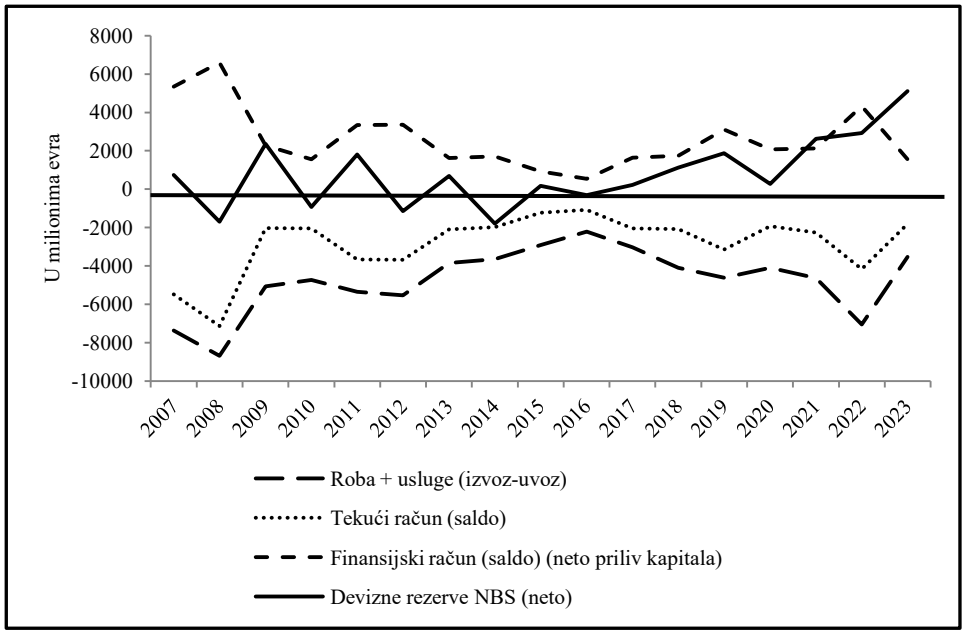
Priliv stranog kapitala utiče na performanse platnog bilansa i ukupnu makroekonomsku stabilnost. U literaturi je rasprostranjeno gledište da priliv SDI i uopšte dugoročnog kapitala ima povoljnije efekte na privredu nego priliv kratkoročnog kapitala2. Stoga zemlje u razvoju i zemlje u tranziciji preduzimaju niz mera u cilju privlačenja SDI. U literature je takođe prisutno gledište da priliv portfolio kapitala, koji je povezan sa globalizacijom svetske privrede, ne pokazuje značajne pozitivne efekte na privrede[3], ali da je važan izvor finansiranja kompanija i država. Veći priliv stranog kapitala može dovesti do teškoća u zemlji priliva usled preokreta u tokovima kapitala ili njegovog naglog odlaska, što mnoge zemlje navodi na opreznost u liberalizaciji računa kapitala. Na drugoj strani, finansijska ograničenja mogu dovesti do pogrešne alokacije stranog kapitala, što umanjuje njegov doprinos razvoju i rastu privrede[4]. Priliv kratkoročnog kapitala je značajan izvor ponude deviza na deviznom tržištu, ali ujedno može uticati na apresijaciju domaće valute. Jačanje domaće valute, na drugoj strani, može delovati destimulativno na domaći izvoz, jer smanjuje izvoznu motivisanost. Pošto je kretanja realnog efektivnog deviznog kursa (realan kurs korigovan odnosom domaćih cena i cena glavnih trgovinskih partnera) bitan pokazatelj konkurentnosti jedne privrede, značajno je da se oceni kako priliv stranog kapitala u Srbiju deluje na REDK dinara.

Priliv kapitala u Srbiju utiče na performanse platnog bilansa, dok, iz drugog ugla posmatrano, karakteristike platnog bilansa opredeljuju potrebe zemlje za stranim kapitalom. Izrazita karakteristka platnog bilansa Srbije je kontinuiran deficit trgovinskog bilansa (saldo izvoza i uvoza robe i usluga), na čije formiranje, pre svega, utiču strukturne neravnoteže u privredi[5]. Međutim, trgovinski deficit u razdoblju 2008-2016. godine je imao opadajuću tendenciju, što je uticalo na smanjivanje deficita tekućeg računa (grafikon 1). Ovakvo kretanje je ukazivalo na manje potrebe u pogledu neto priliva kapitala radi

[2] End (2024), p. 6; Blanchard et al. (2016).
[3] Blanchard et al. (2017).
[4] Gopinath et al. (2017). p. 1917.
[5] Sekulić (2024), str. 12.

pokrića deficita tekućeg računa i ostavljalo prostor za rast deviznih rezervi. Naime, u godinama kad je neto priliv kapitala bio veći od deficita tekućeg bilansa, dolazilo je neto porasta deviznih rezervi. Zahvaljujući tome, formirana je osnova za povećane interventne prodaje deviza u vreme usporavanja privredne aktivnosti, kao, na primer, tokom pandemije Kovid-19. Ove intervencije su sprečile nagle i preterane fluktuacije deviznog kursa i doprinele stabilizaciji deviznog tržišta.

Grafikon 1. Trgovinski bilans, tekući račun, finansijski račun i devizne rezerve Srbije u periodu 2007-2023. godine, u milionima evra



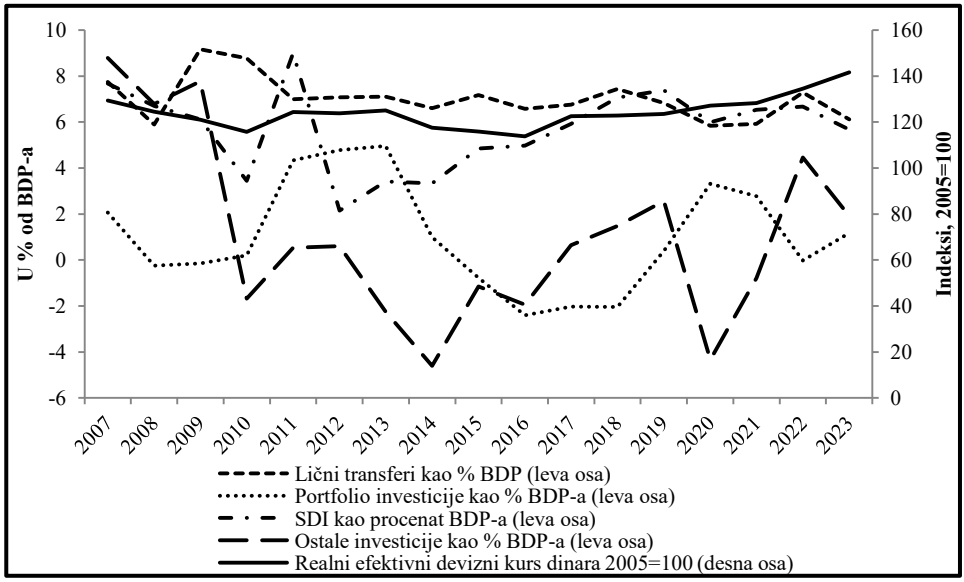
Izvor: NBS, https://www.nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/ Pristupljeno 2.12.2024.

SDI predstavljaju značajan vid priliva kapitala u Srbiju. Treba istaći da je u periodu 2007-2010. godine došlo do pada ovog vida neto priliva kapitala kao procenat bruto domaćeg proizvoda (BDP). Nakon porasta priliva 2011. usledio je ponovo pad 2012, a zatim je uspostavljena tendencija rasta sve do izbijanja pandemije Kovid-19 (grafikon 2).

Neto priliv portfolio kapitala i neto priliv kapitala po osnovu ostalih investicija (dominantno je učešće inostanih kredita) kao procenat BDP-a imao je oscilatorno kretanje, pri čemu je opadajuća dinamika neto priliva inostranih kredita prelazila u neto odliv u pojedinim godinama. Godišnji neto priliv portfolio kapitala kao procenat BDP-a je rastao od 2008. do 2013, zatim je usledio pad do 2016, nakon čega je došlo do oživljavanje rasta do 2020. Zatim je ponovo

usledio pad. Najstabilniji vid priliva kapitala su lični transferi (sa preovlađujućim učešćem doznaka naših radnika i iseljenika u inostranstvu). Nakon pada udela neto priliva ovog vida kapitala u BDP-u sa oko 7,7% u 2007. na ispod 6% u 2008., usledio je prosečan godišnji neto priliv ovog kapitala od 7% BDP-a u periodu 2009-2023. godine.[6]

Grafkon 2. Neto priliv inostranog kapitala u Srbiju po vidovima kapitala kao procenat BDP-a, u periodu 2006-2023. godine



Napomena: Indeks REDK dinara predstavlja indeks nominalnog efektivnog deviznog kursa korigovan indeksom domaćih potrošačkih cena i ponderisan geometrijskim prosekom indeksa potrošačkih cena u zoni evra i SAD. Trenutni ponderi iznose 0,8 za evro i 0,2 za dolar. Vrednost indeksa veća od 100 predstavlja apresijaciju, a vrednost manja od 100 znači depresijaciju.
Izvor: NBS, https://www.nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/ Pristup-ljeno 2.12.2024.

[6] Prema metodologiji platnog bilansa BPM6, priliv doznaka se knjiži u računu sekundarnog dohotka, u tekućem delu platnog bilansa, dok se svi ostali vidovi priliva kapitala koje analiziramo u ovom radu knjiže u okviru finansijskog računa. S obzirom na istraživačko pitanje u našem radu, koje se odnosu na uticaj neto priliva kapitala na REDK dinara, neizbežno je da se neto priliv doznaka tretira kao i ostali vidovi priliva kapitala. Naime, deo ovog priliva, koji se registruje, izlazi na devizno tržište i utiče na odnose ponude i tražnje. Dakle, naša razmatranja u ovom radu su povezana sa uticajem tokova kapitala na devizni kurs. Takođe ističemo da je obim transakcija u računu kapitala platnog bilansa Srbije u analiziranom periodu neznatan, i da zbog toga ne utiče na formiranje deviznog kursa dinara.

U ranijim istraživanjima poseban akcenat je stavljen na uticaj priliva portfolio kapitala na devizni kurs, pri čemu nalazi pokazuju da ovaj priliv dovodi do apresijacije realnog efektivnog deviznog kursa[7]. U poređenju sa ostalim vidovima priliva kapitala, generalna ocena u stručnoj literaturi je da priliv portfolio kapitala dovodi do veće apresijacije realnog deviznog kursa nego drugi oblici kapitala[8].

U literaturi se uglavnom ispituje uticaj ukupnog neto priliva kapitala na varijacije realnog deviznog kursa. Cilj našeg istraživanja je da analiziramo uticaj glavnih vidova neto priliva kapitala na REDK dinara, pojedinačno. U ovoj studiji razlikujemo četiri osnovna vida neto priliva kapitala u Srbiju: Lični transferi (glavninu čine doznake), SDI, portfolio kapital i ostale investicije (glavninu čine inostrani krediti).

REDK je kontinuirano u zoni apresijacije u posmatranom periodu, uz manje godišnje varijacije (grafikon 2). U periodu 2007-2016. REDK dinara je oscilirao oko prosečne vrednosti indeksa od 120,9% (2005=100), dok je u razdoblju od 2016. do 2023. kontinuirano apresirao (27,8 indeksnih poena je porast apresijacije REDK u 2023. u odnosu na 2016). Volatilnost REDK u prvom spomenutom razdoblju bila je veća nego u drugom posmatranom periodu. To je posledica većih preokreta u neto tokovima portfolio i ostalih investicija u prvom vremenskom intervalu.

Neto priliv kapitala u finansijskom računu u pojedinim godinama je bio dovoljan za pokriće deficita bilansa tekućih transakcija, i da se višak prelije u devizne rezerve[9]. U periodu od 2008. do 2014., godišnje promene deviznih rezervi su imale promenljive predznake, pri čemu je neto odliv u deviznim rezervama bio primetan 2008. i 2014. godine, zatim je uspostavljena tendencija njihovog neto priliva (grafikon 1). Dakle, ponuda deviza na deviznom tržištu je bila dovoljna da zadovolji tražnju, i da se preko viška ponude vrši pritisak na apresijaciju dinara. Već smo istakli da je deficit trgovinskog bilansa (roba i usluge) značajno opadao u periodu 2008-2016. godine, što je imalo za posledicu smanjivanje deficita tekućeg računa. Zbog toga je bio potreban manji godišnji neto priliv kapitala u finansijskom računu, radi pokrića ovog deficita. Ujedno je ovo period sa manjim oscilacijama u nivou precenjenosti REDK. U razdoblju 2016-2022. godine širi se deficit trgovinskog bilansa, a sa njim se uvećava i deficit tekućeg računa. Međutim, neto godišnji priliv kapitala u ovom periodu nadilazi deficit tekućeg računa, tako da se registruje godišnji rast deviznih rezervi. Neto priliv kapitala u ovom razdoblju vrši pritisak u pravcu

[7] Saborowski (2009), p. 9; Jongwanich and Kohpaiboom (2013).
[8] Combes, Kinda, and Plane (2012).
[9] Mada rast deviznih rezervi podrazumeva oportunitetne troškove njihovog držanja, veće devizne rezerve smanjuju verovatnoću izbijanja valutne krize u slučaju iznenadnog preokreta tokova kapitala (Kovačević, 2022, str. 25).

apresijacije dinara, tako da se uvećava indeks REDK. Imajući u vidu da je usvojen režim deviznog kursa kontrolisana fleksibilnost, proizlazi da odnosi ponude i tražnje deviza na deviznom tržištu dominantno opredeljuju apresijaciju REDK dinara. Narodna banka Srbije (NBS) svojim intervencijama na deviznom tržištu sprečava prevelike dnevne fluktuacije nominalnog deviznog kursa, što se uklapa u koncept targetirane inflacije[10]. Treba, međutim, imati u vidu da otkupom viška ponude deviza na deviznom tržištu NBS sprečava i veću realnu apresijaciju dinara.

U ovom radu se istražuje međusobna povezanost neto priliva kapitala u Srbiju i kretanja REDK dinara. Istraživačka hipoteza glasi:

H_0: Između kretanja REDK dinara i neto priliva kapitala postoji dugoročna povezanost.

Da bismo proverili ispravnost postavljene hipoteze, u radu ćemo sprovesti empirijsko istraživanje u skladu sa raspoloživim podacima. Cilj ovog rada je da doprinese postojećoj literaturi istražujući empirijski uticaj različitih vidova neto priliva kapitala u Srbiju na kretanje REDK dinara.

Preostali deo rada je strukturiran na sledeći način. U drugom delu se daje pregled dosadašnjih istraživanja u ovoj oblasti. U trećem delu se opisuju podaci i model koji se primenjuje za empirijsko istraživanje u radu. U četvrtom delu se prezentiraju rezultati empirijskog istraživanja i diskusija nalaza. U petom delu se nalazi zaključak istraživanja.

2. Pregled literature

Uticaj priliva kapitala na realni devizni kurs je obilato istraživan u literaturi[11]. U nekoliko studija se ukazuje na značaj strukture priliva kapitala na devizni kurs[12]. Saborowski[13] je na širokom uzorku od 84 zemlje za period 1990-2006. ispitivao efekte priliva kapitala na realni devizni kurs. Rezultati su pokazali da priliv SDI po pravilu dovodi do apresijacije deviznog kursa. Grupa autora[14] je na panelu zemalja sa tržištem u nastajanju (engl. emerging market economies), uključujući zemlje Istočne Evrope, pokazala da neto priliv kapitala dovodi do apresijacije realnog deviznog kursa. Efekti su se razlikovali u zavisnosti od vrste priliva kapitala. Kod više oblika priliva kapitala (portfolio investicije, doznake i transferi prihoda, zajmovi, strana pomoć), dolazilo je do realne apresijacije. Međutim, to nije bio slučaj i sa prilivom kapitala po osnovi

[10] Devizni kurs je jedan od kanala uticaja NBS na ciljanu inflaciju.
[11] Videti, na primer, Edwards (1998); Lartey (2008); Ibarra (2011).
[12] Videti: Saborowski (2009); Bakardzhieva et al. (2010); Combes, Kinda and Plane (2012); Jongwanich and Kohpaiboom (2013).
[13] Saborowski (2009). Pp. 8-12.
[14] Bakardzhieva et al. (2010), Pp. 9-12.

SDI. Druga grupa autora[15] je utvrdila da priliv portfolio investicija najviše utiče na apresijaciju, znatno više od SDI i bankarskih zajmova. Ovi autori su primenili "pooled mean group" (PMG) tehniku ocene koja dozvoljava kratkoročnu heterogenost parametara između grupa zemalja. U uzorku se nalaze 42 zemlje u razvoju, a period posmatranja je 1980-2006. Slično tome, Jongwanich and Kohpaiboom[16] su primenili dinamički panel na uzorku od 9 azijskih zemalja sa tržištem u nastajanju, za period 2000-2009, i utvrdili da je uticaj priliva portfolio kapitala na apresijaciju REDK veći od uticaja priliva SDI. Ranije su neki autori smatrali da SDI imaju relativno mali uticaj na kredite, a time i na agregatnu tražnju i domaće cene, jer se ova sredstva ne rasprostiru kroz finansijski sektor[17]. Ouedraogo[18] je na velikom uzorku od 73 zemlje istraživao efekte priliva portfolio kapitala na REDK, u zavisnosti od institucionalnog sektora priliva kapitala. Nalazi ovog istraživanja sugerišu da priliv portfolio kapitala u sva tri institucionalna sektora (vlada, banke i korporacije) dovodi do apresijacije REDK, pri čemu zajmovi države imaju najveći uticaj. Rezultati ovog istraživanja ukazuju da je najjači uticaj priliva portfolio kapitala na REDK ispoljen u zemljama u tranziciji.

Ibarra[19] je ispitivao uticaj različitih vidova kretanja kapitala na realni devizni kurs u Meksiku u periodu 1988Q1-2008Q2, koristeći ARDL model. U ovom radu je pokazano da su svi vidovi priliva kapitala uticali na apresijaciju meksičke valute (pezos). Karakteristično je da je ovaj autor takođe pokazao da je priliv portfolio kapitala bio glavni kanal uticaja na apresijaciju realnog deviznog kursa pezosa. Međutim, u istom istraživanju se ističe i da priliv SDI takođe može dovesti do značajne apresijacije valute zemlje priliva kapitala, posebno u slučaju kad su SDI glavna protivteža deficitu tekućeg računa. Grupa autora[20] je analizirala empirijsku vezu između priliva kapitala i realnog deviznog kursa na uzorku od 114 zemalja sa tržištem u nastajanju i zemalja u razvoju, za period 1991-2015. godine. U studiji je korišćena dvostepena procedura uopštenog metoda momenta (engl. Generalized Method of Moments - GMM) u oceni dinamičkog panela. Rezultati analize pokazuju da je za ocenu uticaja priliva kapitala na realni devizni kurs bitna struktura priliva kapitala. Na ovom nivou analize, autori su zaključili da samo priliv SDI utiče na apresijaciju deviznog kursa, dok drugi vidovi priliva kapitala, uključujući portfolio i ostale investicije, ne utiču na apresijaciju. U režimima veće fleksibilnosti deviznog kursa, prema rezultatima ove studije, priliv kapitala jače utiče na apresijaciju realnog deviznog kursa. Nalazi ove studije pokazuju takođe da razvijenije fi-

[15] Combes, Kinda and Plane (2012), Pp. 1038-1041.
[16] Jongwanich and Kohpaiboom (2013).
[17] Calvo et al. (1994).
[18] Ouedraogo (2017), Pp. 14-16.
[19] Ibarra (2011).
[20] Poch et al. (2022).

nansijsko tržište u zemlji primaocu kapitala ublažava pa čak i neutralizuje apresijacijski efekat priliva kapitala. Stoga autori preporučuju nosiocima ekonomske politike opreznost sa prilivom SDI, jer one, sem pozitivnog doprinosa privrednom rastu, mogu prouzrokovati apresijaciju realnog deviznog kursa, sa pratećim efektom u vidu slabljenja izvozne konkurentnosti. Dakle, apresijacija realnog kursa smanjuje profitabilnost u sektoru trgovinskih dobara (engl. tradables sector). Istraživanje sprovedeno na primeru evrozone pokazuje da između priliva portfolio kapitala i kretanja deviznog kursa postoji čvrsta veza[21]. Gabrisch[22] je ispitivao odnos između priliva kapitala i deviznog kursa na primeru zemalja Zapadnog Balkana. Koristeći Grejndžerov test uzročnosti, došao je do zaključka da promene u neto tokovima kapitala prethode promenama jediničnih troškova rada. To praktično znači da neto priliv kapitala utiče na apresijaciju realnog deviznog kursa, što dovodi do pogoršanja tekućeg računa. Navedena istraživanja potvrđuju da neto priliv kapitala utiče na apresijaciju REDK[23].

3. Metodologija istraživanja

3.1. Podaci. Podaci koji se koriste u empirijskoj analizi u ovom radu su godišnje vremenske serije relevantnih varijabli, koje pokrivaju period 2007-2023. godine. Za ovaj period postoje podaci prema metodologiji platnog bilansa BPM6. U našem istraživanju zavisna varijabla je REDK dinara (bazni indeksi 2005=100), dok su nezavisne varijable neto priliv ukupnog kapitala, SDI, lični transferi (glavninu čine doznake radnika i iseljenika), portfolio investicije i inostrani krediti. U daljem tekstu ćemo lične transfere označavati kao doznake. Istraživanje uključuje i kontrolne varijable (otvorenost trgovine i inflaciju). Izvor podataka su baze podataka NBS. U tabeli 1. su definisane varijable i izvori podataka.

3.2. Ekonometrijski model. U empirijskom istraživanju u ovom radu primenjen je linearni autoregresioni model raspoređenih docnji (engl. autoregressive distributed lag - ARDL)[24]. Pomoću ovog modela ispituje se uticaj priliva inostranog kapitala na REDK domaće valute. Ovaj model za ocenjivanje koristi metod najmanjih kvadrata, a pogodan je za uzorke manjeg obima (broj opservacija) i za slučajeve kad su serije podataka različitog nivoa integrisanosti, uz uslov da nijedna serija nije reda integrisanosti I(2) ili više. U empirijskom delu ćemo primeniti ARDL model sa korekcijom ravnotežne

[21] Brooks et al. (2004).
[22] Gabrisch (2015), p. 47.
[23] Sem priliva kapitala, na formiranje realnog deviznog kursa utiču i takozvani "fundamentalni faktori" (industrijska proizvodnja, udeo javne potrošnje u BDP, cene, i dr.). Međutim, oni nisu predmet istraživanja u ovom radu.
[24] Pesaran and Shin (1998); Pesaran, Shin and Smith (2001).

greške. Polazeći od činjenice da između varijabli od interesa za naše istraživanje postoji razlika u nivou integrisanosti (I(0) i I(1)), primenili smo ARDL dinamički model, koji dozvoljava uključivanje promenljivih sa docnjama. ARDL model ujedno razrešava i problem dinamičke endogenosti koji se može javiti kad se u objašnjavajuće promenljive uključi i zavisna promenljiva sa docnjama.

Tabela 1. Lista, definicije i izvori podataka za varijable

Varijabla	Opis	Izvor
LnREDK	Logaritam realnog efektivnog deviznog kursa obračunat korišćenjem indeksa potrošačkih cena, Indeksi 2005=100	Narodna Banka Srbije (NBS), *Statistički bilten*, oktobar 2024
LnTO	Logaritam trgovinske otvorenosti (izvoz + uvoz robe i usluga) kao % BDP	NBS, *Platni bilans Republike Srbije,* https://nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/platni_bilans
LnINF	Logaritam serije Potrošačke cene (indeksi)	NBS, https://www.nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/
LnNPK	Logaritam neto priliv ukupnog kapitala (saldo finansijskog računa) kao % BDP-a	NBS, *Platni bilans Republike Srbije,* https://nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/platni_bilans
LnSDI	Logaritam neto priliva stranih direktnih investicija kao % BDP-a	NBS, *Platni bilans Republike Srbije,* https://nbs.rs/sr_RS/drugi-nivo-navigacije/statistika/platni_bilans
LnDOZ	Logaritam ličnih transfera (doznake) neto kao % BDP-a	
Portfolio investicije (PFI)	Neto priliv portfolio investicija kao % BDP-a	
Inostrani krediti (IK)	Inostrani krediti (neto) kao % BDP-a	

Izvor: Autor.

U našem istraživanju postoje dva višestruka regresiona modela, koji se razlikuju po skupu regresora. U modelu 2 su prisutni isti regresori kao u modelu 1, s tom razlikom što se u modelu 2 umesto agregatne varijable "neto priliv kapitala" iz modela 1 javljaju četiri varijable koje predstavljaju pojedinačne vidove neto priliva kapitala. Na taj način se testira uticaj različitih vidova neto

priliva kapitala na REDK. Uzorak obuhvata godišnje podatke u razdoblju od 2007. do 2023. godine. Modeli se mogu prikazati kao:

Model 1: $LnREDK_t = \beta_0 + \beta_1 LnTO_t + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnNPK_t + \varepsilon_t$ (2)

Model 2: $LnREDK_t = \beta_0 + \beta_1 LnTO_t + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnSDI_t + \beta_4 LnDOZ_t + \beta_5 PFI_t + \beta_6 IK_t + \varepsilon_t$ (3)

Oznake varijabli i njihovo značenje je kao u tabeli 1. Varijable u oba modela su logaritmovane, sem regresora PFT i SK u modelu 2. Modeli 1 i 2 se mogu predstaviti u formi modela sa korekcijom ravnotežne greške kao:

Model 1

$$\Delta LnREDK_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta LnREDK_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{1j} \Delta LnTO_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta LnINF_{t-j} + j=0q\beta 3j\Delta LnNPKt-j+ \lambda(LnREDKt-1- \beta 0-\beta 1LnTOt-1-\beta 2LnINFt-1-\beta_3 LnNPK_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Model 2

$$\Delta LnREDK_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta LnREDK_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{1j} \Delta LnTO_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta LnINF_{t-j} +$$

$$j=0q\beta 3j\Delta LnSDIt-j+j=0q\beta 4j\Delta LnDOZt-j+j=0q\beta 5j\Delta PFIt-j+j=0q\beta 6j\Delta SKt-j+ \lambda(LnREDKt-1- \beta 0-\beta 1LnTOt-1-\beta 2LnINFt-1-\beta_3 LnSDI_{t-1} - \beta_4 LnDOZ_{t-1} - \beta_5 PFI_{t-1} - \beta_6 SK_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

gde je $\Delta LnREDK_t$ zavisna promenljiva, dok su ostale varijable objašnjavajuće promenljive, β predstavljaju koeficijente kratkoročne dinamike, λ predstavlja koeficijent dugoročne dinamike, a ε_t je slučajna greška. U prvom delu modela se definišu kratkoročni odnosi između varijabli, dok se u drugom delu modela prikazuje dugoročna veza između zavisne varijable i objašnjavajućih regresora modela.

4. Empirijski rezultati i diskusija

U cilju provere stacionarnosti vremenskih serija varijabli ARDL modela, koristili smo sledeće testove jediničnog korena: Prošireni Diki-Fulerov (engl. Dickey-Fuller) – AdF test[25], Filips-Peronov (engl. Phillips-Perron – PP

[25] Dickey & Fuller (1981).

test[26], i KPSS test[27]. Rezultati primenjenih testova daju se u tabeli A1 u dodatku i pokazuju da su sve varijable stacionarne na prvoj diferenci, sem SDI koja je stacionarna u nivou. Dakle, ni jedna varijabla u modelu nije I(2) ili većeg reda integrisanosti, što ukazuje da je ARDL pristup prihvatljiv za naše istraživanje. Sledeći korak je ocena ARDL modela. Prilikom ocenjivanja ARDL modela pošlo se od dve docnje za zavisnu varijablu i dve docnje za objašnjavajuće promenljive. Optimalni model je izabran uz pomoć Akaikeovog (eng. Akaike) informacionog kriterijuma (AIC).

Deskriptivna statistika varijabli ARDL modela izložena je u tabeli A2 u dodatku. Na osnovu Žark-Bera statistike u Tabeli A2 može se zaključiti da su sve varijable modela normalno raspodeljene, sem vremenske serije Log doznake, kod koje su prisutna manja odstupanja od normalne raspodele. Najveće osci-lacije između minimalne i maksimalne vrednosti zapažaju se kod portfolio inve-sticija, što indicira veliku volatilnost ove vremenske serije. Slično je i kod vre-menske serije inostranih kredita.

Tabela 2. Dijagnostički testovi ocenjenih ARDL modela – Zavisna varijabla: LnREDK

	Model 1	**Model 2**
Broj docnji	ARDL (1, 2, 1, 0)*	ARDL (1,1,1,0,1,0,0)*
Testovi specifikacije modela	**Model 1**	**Model 2**
Žark Bera (Jarque-Bera) statistika H_0: Nornalna raspodela reziduala	0,293133 (0,863668)**	0,494561 (0,780922)**
Brojš-Godfrijev (Breusch-Godfrey) LM test autokorelacije (F-statistika) Ho: Odsustvo autokorelacije do 4 docnje	3,4426370 (0,1698)**	42,12192 (0,1150)**
Brojš-Pagan-Godfrijev (Breusch-Pagan-Godfrey) test heteroskedastičnosti (F-statistika) H_0: Homoskedastičnost	1,585637 (0,2789)**	3,273555 (0,1013)**

Izvor: Autor.

Napomene: *U ocenjenom modelu konstanta je deterministički regresor. ** (p-vrednost u zagradi).

U tabeli 2. su dati rezultati dijagnostičkih testova oba ocenjena ARDL modela (Model 1 i Model 2). Docnje varijabli oba modela su izabrane pomoću Akaike (AIC) informacionog kriterijuma. ARDL model koristi ovaj kriterijum da bi se izbegla autokorelacija. Izabrana specifikaciju ARDL modela 1 je (1, 2, 1, 0), pri čemu redosled docnji odgovara redosledu varijabli u tabeli 1. Koeficijenti ocenjene regresije su statistički signifikantni. Rezultati testa

[26] Phillips & Perron (1988).

[27] Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992).

autokorelacije Brojša i Godfrija (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test), i testa heteroskedastičnosti reziduala (Heteroskedasticity Test Breusch-Pagan-Godfrey) su takođe dati u tabeli 2. Prema izračunatim vrednostima F-statistike zapaža se odsustvo autokorelacije reziduala na standardnom nivou od 5%, kao i odsustvo heteroskedastičnosti. Reziduali ocenjenog ARDL modela, prema dobijenim rezultatima Žark-Bera statistike, ne odstupaju od normalne raspodele. Da bi se proverila stabilnost parametara ocenjene regresione jednačine primenili smo Kusum (CUSUM) test i Kusum test kvadrata (CUSUMQ). Dobijeni reziduali se u oba testa nalaze u okviru dve kritične granice (granične linije su na 5% značajnosti), što ukazuje na stabilnost ocenjenih dugoročnih koeficijenata. Primenjeni dijagnostički testovi ukazuju na dobru specifikaciju modela 1. Rezultati dijagnostičkih testova za model 2 takođe potvrđuju da su reziduali ocenjene regresije normalno raspodeljeni, kao i da u modelu ne postoji autokorelacija reziduala niti su reziduali heteroskedastični. Rezultati Kusum testa i Kusum test kvadrata potvrđuju stabilnost izabranog modela 2.

Sada ćemo, na bazi navedene ARDL specifikacije, ispitati da li postoji kointegracija između posmatranih varijabli, koristeći ARDL F i t-test graničnih vrednosti (engl. bounds test). Rezultati su dati u tabeli 3.

Tabela 3. Test kointegracije (ARDL F-test graničnih vrednosti i t-test graničnih vrednosti)

	Model 1 (1, 2, 1, 0)[1]		**Model 2 (1,1,1,0,1,0,0)[1]**	
F-statistika	13,47984		11,81964	
Kritične vrednosti testa graničnih vrednosti	**I(0)**	**I(1)**	**I(0)**	**I(1)**
10%	3,008	4,150	2,457	3,797
5%	3,710	5,018	2,970	4,499
1%	5,333	7,063	4,270	6,211
t-statistika	-5,083308		-5,933474	
Kritične vrednosti testa graničnih vrednosti	**I(0)**	**I(1)**	**I(0)**	**I(1)**
10%	-2,570	-3,460	-2,570	-4,040
5%	-2,860	-3,780	-2,860	-4,380
1%	-3,430	-4,370	-3,430	-4,990

Izvor: Autor.

Napomena: [1] Konstanta je deterministički regresor. * Veličina uzorka za kritične vrednosti F-testa je 30 opservacija (prema Narayan, 2005), a za t-test asimptotska vrednost (Pesaran, Shin, and Smith, 2001). Gornja granična vrednost I(1) se odnosi na varijable koje su stacionarne u prvoj diferenci, a donja granična vrednost I(0) na varijable koje su stacionarne u nivou.

Prema rezultatima F-testa graničnih vrednosti u tabeli 3. zapaža se da je izračunata F-statistika (13,47984) za model 1 i (11,81964) za model 2 znatno veća od gornje kritične vrednosti na nivou značajnosti od 1%, što znači da se

može odbaciti tvrdnja nulte hipoteze o odsustvu kointegracije i prihvatiti kao tačna alternativna da između posmatranih varijabli postoji kointegracija u oba modela. Na isti zaključak nas navodi izračunata vrednost t-statistike, čija apsolutna vrednost je takođe veća od apsolutne vrednosti gornje kritične vrednosti na nivou značajnosti od 1%, za oba modela. S obzirom da su varijable u oba modela kointegrisane, odnosno da između njih postoji dugoročna veza, sledeći korak je da ocenimo dugoročnu vezu prema specifikaciji oba ARDL modela. Rezultati su dati u tabeli 4, u kojoj su uporedo prikazani ocenjeni dugoročni koeficijenti polaznog modela (Model 1) i dekomponovanog modela (Model 2). Razlika između ova dva modela u tome je što se u Modelu 1 javlja agregatna varijabla neto priliv kapitala, dok je u Modelu 2 neto priliv kapitala dezagregiran na četiri vida priliva kapitala (neto SDI, neto doznake, neto priliv PFI i neto IK). Oba modela su ocenjena sa korekcijom ravnotežne greške.

Tabela 4. Struktura priliva kapitala i REDK dinara (dugoročni regresori)

	Zavisna varijabla: LnREDK	
	Model 1	**Model 2**
	ARDL (1,2,1,0)	**ARDL (1,1,1,0,1,0,0)**
EC	-0,858745 (0,0000)	-1,007816 (0,0000)
LnTO(-1)	0,307244 (0,0003)	0,194356 (0,0074)
LnINF	0,909180 (0,0031)	0,761249 (0,0261)
LnNPK	0,027184 (0,0849)	
LnSDI		0,018754 (0,3532)
LnDoznake		-0,141235 (0,1579)
PFI		0,008530 (0,0297)
IK		0,002803 (0,3664)

Izvor: Izračunavanja autora.Napomene: ARDL modeli su izabrani pomoću AIC informacionog kriterijuma; EC predstavlja ravnotežnu grešku (engl. Error correction); Podaci u zagradi označavaju p-vrednost; Broj opservacija je 15 (dve su izostavljene zbog docnji varijabli). Pomoću AIC je ocenjeno 54 modela (Model 1) i 64 modela (Model 2). Konstanta je deterministička komponenta ocenjenog modela.

Svi ocenjeni dugoročni parametri u Modelu 1 su statistički signifikantni na standardnom nivou od 5%. Ocenjen dugoročni koeficijent uz neto priliv kapitala od 0,027 pokazuje da sa porastom neto priliva kapitala kao procenat

BDP-a za 10% dolazi do porasta apresijacije REDK za 0,27%, pri ostalim nepromenjenim uslovima (ceteris paribus). Ovo je u skladu sa teorijskim očekivanjem po kome neto priliv kapitala u dugom roku deluje na apresijaciju REDK. Ovi nalazi potvrđuju istraživačku hipotezu u ovom radu da neto priliv kapitala u Srbiju utiče na apresijaciju REDK dinara. Trgovinska otvorenost i inflacija takođe utiču na apresijaciju REDK. Ocenjen dugoročni koeficijent za trgovinsku otvorenost je statistički signifikantan na prvoj docnji i pokazuje da porast otvorenosti kao procenat BDP-a za 1% dovodi do apresijacije REDK za 0,3%. Ovaj rezultat za trgovinsku otvorenost se slaže sa Lartley[28], dok je suprotan nalazima Combes, Kinda and Plane[29], po kojima trgovinska otvorenost vodi depresijaciji realnog deviznog kursa. Porast inflacije takođe deluje u pravcu apresijacije REDK, tako da rast inflacije za 1% dovodi do apresijacije REDK za 0,9%. Koeficijenti uz kontrolne varijable modela (trgovinska otvorenost i inflacija) su statistički signifikantni u oba modela.

Koeficijent ravnotežne greške ocenjenog Modela 1 od -0,86 ima očekivan negativan predznak, i statistički je signifikantan na nivou od 1%. Ovaj koeficijent predstavlja brzinu prilagođavanja zavisne varijable njenoj dugoročnoj vezi s objašnjavajućim promenljivim, nakon odstupanja od ove ravnoteže u prethodnom periodu. To u Modelu 1 znači da se odstupanje REDK od njegove ravnotežne veze s objašnjavajućim varijablama iz prethodnog perioda koriguje u svakom periodu za 85%, odnosno da se ravnoteža obnavlja za manje od dve godine.

U modelu 2 je izvršena dezagregacija neto priliva kapitala na četiri navedena vida. Zapaža se da koeficijent uz parametar neto priliva SDI nije statistički signifikantan. Ranije smo istakli da neto priliv SDI nema izražen uticaj na kretanje REDK, jer se one manjim delom realizuju kroz sektor komercijalnih banaka, tako da se manji iznos SDI pojavljuje na deviznom tržištu. Ocenjen dugoročni koeficijent uz neto priliv doznaka takođe nije statistički signifikantan. S obzirom na pretpostavku da se samo jedan deo priliva ovog kapitala pojavljuje na strani ponude na menjačnicama, ne bi treba očekivati jači pritisak ovog oblika kapitala na devizni kurs. Drugi deo priliva doznaka je u vidu štednje, a može se takođe pretpostaviti da se jedan deo nalazi u kućnoj tezauraciji. Mada ocenjen koeficijent uz neto priliv doznaka nije statistički signifikantan, treba primetiti da on ima negativan predznak, i da to sugeriše da neto priliv kapitala po osnovu doznaka radnika i iseljenika deluje u pravcu depresijacije REDK.

Ocenjen dugoročni koeficijent u Modelu 2 uz varijablu neto priliva portfolio investicija je pozitivan i statistički signifikantan na nivou od 1%. U osnovi to znači da porast neto priliva kapitala po osnovu portfolio investicija

[28] Lartley (2008).
[29] Combes, Kinda and Plane (2012).

kao procenat BDP-a za 10 procentnih poena dovodi do porasta apresijacije REDK za 0,09%. Ovaj rezultat ukazuje da oscilatorno kretanje portfolio investicija utiče na REDK, tako da ne iznenađuje što neto priliv ovog vida kapitala deluje u pravcu apresijacije REDK.

Konačno, neto priliv inostranih kredita takođe deluje pozitivno na REDK u dugom roku. Ocenjen dugoročni koeficijent uz ovaj parametar od 0,0028 nije statistički signifikantan. Ipak, treba primetiti da ovaj koeficijent ima pozitivan predznak, što idicira da neto priliv inostranih kredita deluje u pravcu apresijacije REDK dinara.

Dakle, neto priliv kapitala po osnovu portfolio investicija deluje na apresijaciju REDK, dok ocenjeni koeficijenti uz neto prilive SDI, doznaka i inostranih kredita imaju očekivane predznake, ali nisu statistički signifikantni. Apresijacijski efekat neto priliva portfolio investicija jači je od efekta neto priliva stranih kredita. Ovaj nalaz je u saglasnosti sa Ibarra[30], Combes, Kinda and Plane[31] i Jongwanich and Kohpaiboom[32].

Ocenjena ravnotežna greška (EC) Modela 2 od -1,01 sugeriše da se odstupanje od dugoročne ravnoteže između REDK i objašnjavajućih varijabli u prethodnom periodu koriguje u celini u tekućem periodu. Ovaj nalaz se može povezati sa velikom volatilnošću neto priliva portfolio investicija, kao i promenljivim neto tokovima inostranih kredita.

Tabela 5. Struktura priliva kapitala i REDK (kratkoročni regresori)

	Zavisna varijabla: LnREDK	
	Model 1	Model 2
	ARDL (1,2,1,0)	ARDL (1,1,1,0,1,0,0)
Konstanta	-1,517460 (0,0000)	0,666401 (0,0000)
ΔlnTO(-1)	-0,268739 (0,0092)	-0,036600* (0,4869)
ΔLnINF	0,031720 (0,7948)	0,289356 (0,0062)
ΔLnDoznake		0,072664 (0,0026)

Izvor: Autor.

Napomene: ARDL modeli su izabrani pomoću AIC informacionog kriterijuma; Podaci u zagradi označavaju p-vrednost; Broj opservacija je 15 (Model 1) i 16 (Model 2). Pomoću AIC je ocenjeno 54 modela (Model 1) i 64 modela (Model 2). Konstanta je deterministička komponenta ocenjenog modela. * Koeficijent je uz ΔlnTO.

[30] Ibarra (2011).
[31] Combes, Kinda and Plane (2012).
[32] Jongwanich and Kohpaiboom (2013).

Kratkoročnu dinamiku varijabli u Modelu 1 i Modelu 2 prikazuju ocenjeni kratkoročni koeficijenti. Dobijeni rezultati su dati u tabeli 5.

Ocenjen kratkoročni koeficijent parametra TO u modelu 1 je statistički signifikantan na prvoj docnji i pokazuje da jednoprocentni porast otvorenosti trgovine dovodi do depresijacije REDK za 0,27%. Za razliku od dugoročnog uticaja, kratkoročni efekti rasta trgovinske otvorenosti pokazuju negativan uticaj na REDK. To praktično znači da veća otvorenost privrede otvara mogućnosti rasta međunarodne trgovine zemlje, tako da je verovatan scenario rasta uvozne tražnje i tražnje za devizama radi plaćanja uvoza. S toga se i javlja pritisak u pravcu depresijacije valute. Ocenjen koeficijent uz inflaciju nije statistički signifikantan u kratkom roku.

Ocenjen kratkoročni koeficijent uz varijablu TO u modelu 2 nije statistički signifikantan. Međutim, ovde je ocenjen koeficijent u nivou, i on indicira da porast trgovinske otvorenosti za 1% dovodi do depresijacije REDK za 0,04% u kratkom roku, odnosno u toku iste godine. Ovaj pravac delovanja na REDK razlikuje se od ocenjenog dugoročnog uticaja. Kratkoročni koeficijent uz inflaciju je statistički signifikantan na nivou od 1% i pokazuje da porast inflacije u kratkom roku dovodi do apresijacije REDK od 0,29%. Kratkoročni koeficijent uz doznake je statistički signifikantan na nivou od 1%, ali je ovde njegova vrednost pozitivna i pokazuje da sa porastom neto priliva doznaka za 10 procentnih poena, dolazi do porasta REDK 0,7%. S obzirom da se ova ocena odnosi na kratak rok, moguće je da u vreme pojačane inflacije dolazi do većeg neto priliva doznaka, koje se pojavljuju na strani ponude na deviznom tržištu.

Koeficijent konstante u oba modela je statistički signifikantan na nivou od 1%. On je posebno značajan u modelu 2 i pokazuje da postoji nivo apresijacije REDK koji je prenet iz prethodnih perioda.

4. Zaključak

Deficit tekućeg računa zahteva da zemlja osigura neto priliv kapitala, u cilju pokrića ovog deficita[33]. Zahvaljujući ovom deficitu, investicije mogu da nadmaše domaću štednju, a da se ne redukuje potrošnja. Međutim, neto priliv kapitala vrši pritisak u pravcu realne apresijacije domaće valute, čime se stimuliše uvoz robe i usluga i vrši dalji pritisak na trgovinski i tekući račun. U ovom radu su ocenjeni efekti agregatnog neto priliva kapitala (model 1) i različitih vidova neto priliva kapitala (model 2) na REDK domaće valute. Rezultati pokazuju da porast agregatnog neto priliva kapitala za 10% dovodi do apresijacije REDK dinara za 0,27%. Naši nalazi o uticaju neto priliva kapitala

[33] Deficit tekućeg računa može se pokriti i prodajom deviza iz deviznih rezervi, ali to ne može biti trajan izvor pokrića deficita zbog ograničenog nivoa deviznih rezervi.

na REDK saglasni su sa ranijim istraživanjima[34]. Ocenjeni dugoročni koeficijenti u modelu dezagregiranih tokova kapitala na pojedine vidove neto priliva kapitala (model 2) pokazuju da sem portfolio investicija i inostranih kredita, neto priliv SDI takođe utiče na apresijaciju REDK dinara. Imajući u vidu da je neto priliv SDI glavni kontrateg deficitu tekućeg računa Srbije poslednjih godina, to i ne iznenađuje ispoljen uticaj neto priliva ovog vida kapitala na apresijaciju domaće valute. Dobijeni empirijski rezultati su potvrdili polaznu istraživačku hipotezu da između kretanja REDK dinara i neto priliva kapitala postoji dugoročna povezanost. Ocenjeni dugoročni koeficijent portfolio investicija pokazuje da i ovaj vid neto priliva kapitala deluje u pravcu apresijacije REDK dinara. Koeficijent je statistički signifikantan na standardnom nivou od 5%, i pokazuje da porast neto priliva portfolio investicija za 10 procentnih poena dovodi do apresijaciej REDK za 0,09%. Ispoljeni pravac uticaja je rezultat usmeravanja ovog kapitala pomoću investicionih instrumenata u domaćoj valuti, što povećava tražnju za domaćom valutom. Osim toga, izražena volatilnost ovog vida neto priliva kapitala indicira da se faze investiranja brzo smenjuju, a time dolazi i do promena delovanja na kretanje REDK. Sumarni efekat neto priliva portfolio investicija je u pravcu apresijacije REDK.

Rezultati naše empirijske analize su potvrdili da se kao posledica neto priliva kapitala održava apresijacija REDK dinara, uprkos deficitu trgovinskog i tekućeg računa. Zapravo, apresijacija REDK raste od 2016, paralelno sa porastom deficita trgovinskog i tekućeg bilansa. Ujedno je to i dokaz da tokovi kapitala imaju snažnije dejstvo na formiranje REDK od realnih tokova. Mada realna apresijacija valute deluje destimulativno na izvoznike, uz pospešivanje uvoza, robni izvoz Srbije nije posustao poslednjih godina zahvaljujući uključenosti stranih investitora u Srbiji u globalne lance isporuka. Verovatnije je da domaća mala i srednja preduzeća osećaju teškoće prilikom izvoza usled realne apresijacije dinara.

Literatura:

Bakardzhieva, D., Naceur, S., and Kamar, B. (2010), "The impact of capital and foreign exchange flows on the competitiveness of developing countries", International Monetary Fund, Washington, IMF Working Paper, WP/10/154. https://doi.org/10.5089/9781455201372.001

Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., and Chamon, M. (2016), "Capital flows: expansionary or contractionary?", *American Economic Review*, Vol. 106, Pp. 565–569. , https://doi.org/10.1257/aer.p20161012

[34] Saborowski (2009); Bakardzhieva et al. (2010).

Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., and Chamon, M. (2017), "Are capital inflows expansionary or contractionary? theory, policy implications, and some evidence", *IMF Economic Review*, Vol. 65, Pp. 563–585. , https://doi.org/10.1057/s41308-017-0039-z

Brooks, R., Edison, H., Kumar, M.S., and Sløk, T. (2004), "Exchange Rates and Capital Flows", *European Financial Management*, Vol. 10, Pp. 511-533. https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2004.00261.x

Calvo, G., Leiderman, L., and Reinhart, C. (1994), "The capital inflows problem: Concepts and issues", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 12, Pp. 54-66., https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1994.tb00434.x

Combes, J.-L., Kinda, T. and Plane, P. (2012), "Capital Flows, Exchange Rate Flexibility and the real Exchange Rate", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 34, Pp. 1034–1043, https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.08.001

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, Pp. 1057–1072., https://doi.org/10.2307/1912517

Edwards, S. (1988), *Exchange Rate Misalignment in Developing Countries,* The Johns Hopkins University Press, Baltimore, MD.

End, N. (2024), "Fueling or following growth? Causal effects of capital inflows on recipient economies", International Monetary Fund, Washington, *IMF Working Paper* 24/15. , https://doi.org/10.5089/9798400265426.001

Gabrisch, H. (2015), "Net Capital Flows to and the Real Exchange Rate of Western Balkan Countries", *Economic Annals*, Vol. LX (No. 205), Pp. 31-52. April-June 2015. https://doi.org/10.2298/EKA1505031G

Gopinath, G., Kalemli Özcan, Ş. , Karabarbounis, L., and Villegas-Sanchez, C. (2017), "Capital allocation and productivity in south Europe", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 132, Pp. 1915–1967., https://doi.org/10.1093/qje/qjx024

Ibarra, C. A. (2011), "Capital Flows and Real Exchange Rate Appreciation in Mexico", *World Development*, Vol. 39, Pp. 2080-2090, https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.05.020

Jongwanich, J. and Kohpaiboon, A. (2013), "Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries", *Journal of Asian Economics*, Vol. 24, Pp. 138–146. , https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.10.006

Kovačević, R. (2022), "Finansijske krize i devizne reserve zemalja u tranziciji i zemalja u razvoju", *Ekonomske iodeje i praksa*, Vol. 46, str. 13-29, https://doi.org/10.54318/eip.2022.rk.330

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*", Vol. 54, Pp. 159-178., https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

Lartey, E. K. K. (2008), "Capital Inflows, Dutch Disease Effects and Monetary Policy in a Small Open Economy", *Review of International Economics*, Vol. 16, Pp. 971–989. , https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00762.x

Ministarstvo finansija Republike Srbije - Uprava za javni dug (2024), *Mesečni izveštaj: Analiza javnog duga i duga sektora države*, oktobar 2024., str. 6, Grafikon Pregled poverilaca javnog duga na dan 31.10.2024.

Narayan, P. K. (2005), "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests", *Applied Economics*, Vol. 37, Pp. 1979–1990., https://doi.org/10.1080/00036840500278103

Ouedraogo, R. (2017), " Portfolio Inflows and Real Effective Exchange Rates: Does the Sectorization Matter?", International Monetary Fund, Washingron, IMF Working paper, No. 121, May 2017., https://doi.org/10.5089/9781484301135.001

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998), An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, Vol. 31, Pp. 371–413., https://doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, Pp. 289–326., https://doi.org/10.1002/jae.616

Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75, 335–346., https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Poch, K., Gan, Ch., and Hu, B. (2022), "Capital Inflows and the Real Exchange Rate: Evidence from Emerging Market and Developing Economies", *The Journal of Developing Areas*, Vol. 56(3), Pp. 201-229., https://doi.org/10.1353/jda.2022.0051

Saborowski, C. (2009), "Capital Inflows and the Real Exchange Rate: Can Financial Development Cure the Dutch Disease?", International Monetary Fund, Washington, IMF Working Papers 2009/020, https://doi.org/10.2139/ssrn.1356448.

Saborowski, C. (2011), "Can financial development cure the Dutch Disease?", *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 16, Pp. 218-236, https://doi.org/10.1002/ijfe.419

Sekulić, A. (2024), "Analiza ekonomske (ne) ravnoteže platnog bilansa Srbije u period 2007-2023", *Ekonomske ideje i praksa*, Vol. 54, str. 39-53. https://doi.org/10.54318/eip.2024.as.375

Primljen (Received): 12.2.2025.
Prihvaćen (Accepted): 21.2.2025.
Pre štampe (Online First) 17.3.2025.

Dodatak: Tabele

Dodatak

Tabela A1. *Testovi jediničnog korena*

	Podaci u nivou						
	ADF		**PP**		**KPSS**		
Promenljiva	**Konst.**	**Trend i konst.**	**Konst.**	**Trend i konst.**	**Konst.**	**Trend i konst.**	
LogREDK	0,81	0,81	-0,91	-1,20	0,31*	0,16*	
LogTO	-0,03	-3,50***	-1,08	-3,48***	0,56*	0,13*	
LogINF	-2,28	-2,22	-2,28	-2,22	0,18*	0,14*	
Log NPK	-2,26	-2,70	-2,13	-2,64	0,48*	0,14*	
LogSDI	-3,66**	-3,55***	-3,66***	-3,56***	0,15*	0,15*	
LogDoznake	-0,64	-8,34*	-4,57*	-13,09*	0,58*	0,23	
PFI kao.% BDP	-2,76***	-3,26	-2,09	-2,05	0,09*	0,06*	
SK kao % BDP	-2,44	-2,17	-2,37	-1,94	0,31***	0,16*	
	Prva diferenca						**Integrisanost serije**
	ADF		**PP**		**KPSS**		
Promenljiva	**Konst.**	**Trend i konst.**	**Konst.**	**Trend i konst.**	**Konst.**	**Trend i konst.**	
LogREDK	-4,38*	-4,11**	-4,35**	-6,23*	0,19*	0,10*	I(1)
LogTO	-5,02*	-4,78*	-7,32*	-6,84*	0,45*	0,50	I(1)
LogINF	-4,99*	-5,18*	-5,00*	-5,94*	0,15*	0,15*	I(1)
Log NPK	-4,61*	-4,43**	-4,89*	-5,40*	0,26*	0,42	I(1)
LogSDI	-7,97*	-8,15*	-8,18*	-8,53*	0,25*	0,12*	I(0)
LogDoznake	-10,72*	-10,05	-10,85	-9,56*	0,32*	0,24	I(1)
PFI kao.% BDP	-3,43**	-3,28	-3,02**	-2,90	0,07*	0,08*	I(1)
SK kao % BDP	-4,99*	-4,34**	-5,19*	-11,88*	0,38**	0,42	I(1)

Napomene: Podaci za ADF i PP test su t-statistika; Za KPSS test podaci su LM-statistika; * Označava signifikantnost na nivou od 1% (za AdF i PP test * znači odbacivanje nulte hipoteze, H_0 - *Serija poseduje jedinični koren*; Za KPSS * znači da se ne može odbaciti nulta hipoteza, H_0 – Seriija je stacionarna); ** Označava signifikantnost na nivou od 5%; *** Označava signifikantnost na nivou od 10%.

Izvor: Autor.

Tabela 2A. *Deskriptivna statistika varijabli primenjenog ARDL modela*

Promenljiva	Aritmetička sredina	Medijana	Maksimum	Minimum	Std. dev.
LogREDK	4,818481	4,817454	4,953006	4,734443	0,054061
LogTO	4,500863	4,500622	4,873669	4,206184	0,188482
LogINF	4,66272	4,669084	4,745801	4,618086	0,040318
Log NPK	1,723315	1,54056	3,153509	0,337763	0,740155
LogSDI	1,729419	1,801295	2,525804	0,76402	0,413145
LogDoznake	1,967318	1,950562	2,422214	1,763332	0,167465
PFI kao % BDP	1,038048	0,693866	4,958134	-2,40273	2,287193
SK kao % BDP	1,526214	0,629601	8,789199	-4,60096	4,222749

Promenljiva	Koeficijent asimetrije	Koeficijent spljoštenosti	Žark-Bera (Jarque-Bera) test-statistika	p-verovatnoća	Broj opservacija
LogREDK	0,686025	3,490446	1,592295	0,451063	18
LogTO	0,198592	2,006483	0,858623	0,650957	18
LogINF	0,438193	2,033374	1,276815	0,528133	18
Log NPK	0,235462	2,610432	0,280149	0,869293	18
LogSDI	-0,52379	3,281219	0,882375	0,643272	18
LogDoznake	1,170405	4,233651	5,250967	0,072405	18
PFI kao % BDP	0,284936	2,102655	0,847486	0,654592	18
SK kao % BDP	0,452683	2,11739	1,199015	0,549082	18

Izvor: Autor.