

**Izvorni naučni članak**

UDK: 339.5:339.74

doi:10.5937/ekonhor2203243K

## IZVOZNE PERFORMANSE I KONKURENTNOST PERIFERNIH ČLANICA EVROZONE

Radovan Kovačević\*

*Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu*

U ovom radu se analizira uticaj relevantnih faktora na kretanje realnog izvoza robe i usluga nekoliko perifernih članica evrozone. U uzorku se nalazi pet zemalja (Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka). Posmatra se vremenski period 2000-2019. Cilj istraživanja je da pruži robustne ocene dugoročne veze između realnog izvoza ovih zemalja i izabranih objašnjavajućih varijabli, koristeći panel analizu. Ocenjeni su koeficijenti kointegracione izvozne jednačine pomoću FMOLS i DOLS estimatora. Primenom FMOLS estimatora, ocenjena vrednost koeficijenta uz varijablu realni efektivni devizni kurs je negativna (-0,80), a uz varijablu inostrane tražnje je pozitivna (2,25). Koeficijent uz realni efektivni devizni kurs potvrđuje da precejnena realna vrednost evra, iz ugla perifernih članica evrozone, deluje destimulativno na njihov realni izvoz. Ocenjeni koeficijent, uz varijablu inostrane tražnje, sugerise da se realan izvoz robe i usluga (volumeni) perifernih članica evrozone povećava za 2,25% kad realan bruto društveni proizvod (BDP) EU poraste za 1%. Elastičnost realnog izvoza perifernih članica je veća prema stranoj tražnji (dohodna elastičnost) nego prema promeni relativnih cena (cenovna elastičnost). Smanjivanje nadnica i cena u perifernim članicama dovelo je do redistributivnih efekata u korist jezgra Evrozone.

**Ključne reči:** izvoz, realni efektivni devizni kurs, inostrana tražnja, neto priliv stranih direktnih investicija, kointegracija, izvozna jednačina

JEL Classification: E32, F32, F41, F44

### UVOD

Članice evrozone međusobno su ekonomski povezane. Prema konvenciji, u periferne članice evrozone ubrajaju se Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka (i geografski spadaju u periferiju evrozone). Na drugoj strani, u središtu "jezgra" evrozone

nalazi se Nemačka. Dinamički pristup razvrstavanju zemalja evrozone u "jezgro" ili "periferiju" razvili su P. De Grauwe (2018) i F. N. Campos i C. Macchiarelli (2021). Svrstavanje zemalja u ova dva bloka ima ekonomsko obrazloženje. Empirijska istraživanja pokazuju da se između ova dva bloka formira veliki raskorak u konkurentnosti i eksternoj neravnoteži tokom faze uspona privrede, kao i u pogledu stepena nestabilnosti na tržištu državnih obveznica, u silaznoj fazi konjunktturnog ciklusa. Zajednička karakteristika perifernih članica je niža

\* Korespondencija: R. Kovačević, Ekonomsku fakultet Univerziteta u Beogradu, Kamenička 6, 11000 Beograd, Republika Srbija; e-mail: radovan.kovacevic@ekof.bg.ac.rs

produktivnost i konkurentnost njihove privrede u poređenju sa jezgrom evrozona. Stoga se javljaju asimetrični efekti eksternih šokova između ove dve grupe zemalja, pri čemu teret prilagođavanja pada na zemlje sa deficitom tekućeg računa. U središtu istraživanja nalaze se periferne članice evrozona. Ove zemlje su formirale velike trgovinske deficite u razdoblju pre izbijanja globalne finansijske krize. Cilj ovog rada je da kroz empirijsko istraživanje proveri na koji način su ove zemlje rešavale problem spoljne neravnoteže u uslovima eksternih šokova i, kako se to odrazilo na njihovu konkurentnost. Pošto su se sve članice evrozona odrekle deviznog kursa kao instrumenta ekonomske politike, ekonomski slabije članice (u našem slučaju periferne članice), izložene su većem pritisku usled eksternih šokova. Ukoliko bi se isto istraživanje sprovedo na uzorku zemalja jezgra evrozona, mogli bi se očekivati drugačiji rezultati, jer je reč o snažnijim i konkurentnijim privredama u odnosu na periferne članice.

Posle globalne finansijske krize, iz 2008-2009, evropske privrede je potresla kriza javnog duga. U središtu evropske krize javnog duga leži problem neravnoteže tekućeg računa perifernih članica evrozona (u daljem tekstu, periferne zemlje). Narasla neravnoteža podvrgnuta je procesu usklađivanja u periodu posle 2009. Značajan pravac ovog usklađivanja je povećanje izvoza zemalja sa velikim deficitom tekućeg računa. Periferija i jezgro evrozona međusobno se razlikuju po troškovima rada od nastanka monetarne unije. Usled toga, postoje i razlike u cenovnoj konkurentnosti. U procesu rebalansiranja tekućeg računa, periferne članice evrozona bi morale da priguše rast inflacije i troškova rada ispod proseka evro zone, kako bi obnovile cenovnu konkurentnost. U literaturi se za postizanje ovog cilja predlažu strukturne reforme proizvodnje. P. R. Lane i G. M. Milesi-Ferretti (2012) pokazuju da su korekcije globalnih neravnoteža posle krize iz 2008, uglavnom, nastale usled smanjivanja potrošnje. U novije vreme se skreće pažnja i na druge razloge, sem cenovne konkurentnosti, koji su doveli do neravnoteže tekućeg računa. Jedan od njih je struktura izvoza, zbog koje su se periferne članice evrozona našle na udaru konkurencije iz zemalja sa niskim troškovima rada (Chen, Milesi-Ferretti & Tressel, 2012). U literaturi postoje i mišljenja da je rast

domaće tražnje u perifernim zemljama važniji uzrok deficita tekućeg računa od cenovne konkurentnosti (Wyplosz, 2013). Pri tome se, kod pojedinih autora, rast jediničnih troškova rada posmatra kao prateći efekat rasta domaće tražnje, a ne kao glavni faktor deficita tekućeg računa (Gabrisch & Staehr, 2012). Prema drugim autorima, veći rast jediničnih troškova rada na periferiji, u odnosu na zemlje jezgra, smanjio je izvozu konkurentnost perifernih zemalja i povećao tražnju za proizvodima iz zemalja jezgra, tako da su produbljene razlike u cenovnoj konkurentnosti dovele do neravnoteže tekućeg računa (Sin, 2014; Storm & Naastepad, 2015). U zemljama koje izvoze proizvode visoke tehnologije, uticaj ovog faktora na konkurentnost je manje izražen.

K. Efstathiou i G. B. Wolff (2017) su pokazali da je prilagođavanje tekućeg računa perifernih zemalja u desetogodišnjem periodu, 2007-2016, ostvareno preko izvoza, dok je uvoz ostao na ranijem nivou, ili je blago povećan. U Španiji i Portugaliji je, prema ovim nalazima, trgovinski bilans prilagođen za oko 8,5% bruto domaćeg proizvoda (BDP), pri čemu je doprinos izvoza bio 8% i 11%, a doprinos uvoza 0,5% i -2,5% respektivno. Uprkos snažnom prilagođavanju salda tekućeg računa, privredu Španije karakteriše visoka bruto spoljna zaduženost, koja je, na kraju 2019, iznosila 169,3% BDP-a (Delgado-Télez, Moral-Benito & Viani, 2020). Autori ovih nalaza ističu da bi, zbog visoke spoljne zaduženosti, finansijska stabilnost zemlje mogla biti narušena ukoliko se uslovi eksternog finansiranja pogoršaju.

Kao članice evrozona, periferne zemlje su imale mogućnost da pristupe dubljem finansijskom tržištu, ali su se, istovremeno, ove zemlje odrekle deviznog kursa kao vrednog korektivnog mehanizma u vremenima krize. Veći stepen finansijske integracije olakšao je spoljno zaduživanje, što je dovelo do pogoršanja spoljne pozicije ovih zemalja. Ekonomski rast Grčke i Irske, tokom ranih 2000-ih, bio je zasnovan na ekspanziji potrošačkih kredita i zaduživanja u inostranstvu. Privatna potrošnja činila je skoro tri četvrtine rasta BDP-a Grčke i finansirana je iz bankarskih kredita. Deo potrošačkih kredita potrošen je na uvozne proizvode, što je, uz umeren izvoz, dovelo do deficita tekućeg računa. Realni efektivni

kurs, koji je apesirao u Irskoj tokom procvata, doveo je do smanjenja udela u izvozu, pa je tekući račun prešao u deficit u 2005 (Dooley, 2018). Globalna finansijska kriza 2008, i dužnička kriza evrozone 2010-2012, nametnule su proces prilagođavanja, što je dovelo do smanjenja deficita tekućeg računa perifernih članica. Da bi povratile konkurentnost i kratkoročno prilagodile realni kurs, ove zemlje su bile prinuđene da preduzmu unutrašnju depresijaciju evra (slabiji realni efektivni kurs evra). Ovo se postiže smanjenjem nominalnih plata i cena u odnosu na glavne trgovinske partnere, što dovodi do usporavanja privrednog rasta, porasta nezaposlenosti i povećanja straha od potencijalne recesije<sup>1</sup>. Zahvaljujući strukturnim reformama, periferne zemlje su uspele da povrate deo izgubljene makroekonomske konkurentnosti poslednjih godina. Međutim, eksterni šok Kovid-19 doveo je do velikog pada privredne aktivnosti u svim članicama evrozone, tako da se periferne članice suočavaju sa smanjenjem izvozne tražnje, što može da ugrozi održivost tekućeg računa ovih zemalja. Istovremeno, periferiji će biti teško da nastavi da depresira realni devizni kurs kao meru za podsticanje izvoza, jer bi to moglo dodatno poremetiti privredni rast, povećati budžetski deficit i javni dug. Stoga je neophodno uspostaviti redistributivnu industrijsku politiku, kako bi se podržao adekvatan nivo agregatne tražnje u svim članicama evrozone. Jačanje procesa tehnološkog sustizanja u zemljama periferije je, kako ističu C. Gräbner, Ph. Heimberger, J. Kepeller i B. Schüz (2020), preduslov za smanjenje divergencije između periferije i centra evrozone. Ovo su razlozi da se detaljnije ispita izvozni učinak perifernih članica evrozone.

Pandemija Kovid-19 izazvala je veliki šok u evropskoj ekonomiji. Neke periferne članice evrozone pretrpele su ozbiljan udarac (Španija i Italija), pa je njihova ekonomija teško pogođena ovom krizom. U drugim zemljama, šok izazvan pandemijom Kovid-19 je praćen usporavanjem privrednog rasta i trgovine. Ako kriza Kovid-19 bude dugotrajna, može se očekivati da će potrošači iz EU smanjiti izdatke za industrijske proizvode. To će dovesti do elastičnosti trgovine u odnosu na BDP, koja je veća od jedan u periferiji evrozone (smanjenje industrijskog izvoza ovih zemalja biće znatno veće od smanjenja BDP-a

EU). Zato je izuzetno važno da se periferne članice evrozone brzo vrata na put rasta izvoza, kako bi izbegle pogoršanje tekućeg računa. Da bi se to postiglo, neophodno je preispitati uticaj relevantnih faktora na realni izvoz perifernih članica evrozone.

Predmet istraživanja u ovom radu je sagledavanje uloge deviznog kursa i inostrane tražnje u oblikovanju izvoznih performansi i konkurentnosti perifernih članica Evrozone. Cilj ovog rada je da istraži relativnu ulogu cenovne konkurentnosti i strane tražnje kao faktora koji deluju na realni izvoz, a time i na tekući račun perifernih zemalja. Polazeći od predmeta i cilja istraživanja, u radu se testiraju sledeće istraživačke hipoteze:

- H1: Cenovna konkurentnost je važan faktor izvoza perifernih članica.
- H2: Izvozna tražnja ostalih članica Evropske unije značajno utiče na izvoz perifernih članica.

U radu se ocenjuje panel model izvoza 5 perifernih članica evrozone, koje su najviše pogođene krizom javnog duga i bankarskom krizom u Evropi (Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka). Kao mera cenovne konkurentnosti koristi se realni efektivni devizni kurs, dok se realni BDP EU koristi kao pokazatelj strane uvozne tražnje, odnosno, kao indikator dohodne elastičnosti izvozne tražnje perifernih zemalja. U izvoznju jednačinu je uključena varijabla uvozne tražnje EU28, jer je tržište EU28 najznačajnija izvozna destinacija za periferne članice evrozone, u periodu koji je pokriven panel analizom.

Ostatak rada strukturiran je na sledeći način. U odeljku 2, daje se pregled literature. Odeljak 3 sadrži metodologiju i opis podataka koji su korišćeni u istraživanju. U odeljku 4 se izlažu empirijski rezultati istraživanja. U odeljku 5 su data zaključna razmatranja.

## PREGLED LITERATURE

Raniji empirijski radovi, u kojima se analiziraju uzroci deficita tekućeg računa u perifernim članicama

evrozone, istraživali su efekte cenovne konkurentnosti na izvoz (Harmsen, Turunen & Bayoumi, 2011; ECB, 2012; Tressel & Wang, 2014; Storm & Naastepad, 2015). U nekim radovima se ističe da rebalansiranje u perifernom članicama evrozone nije samo unutrašnji proces, jer se znatan deo izvoza ovih zemalja realizuje izvan evrozone (Darvas, 2012). Pri tome, ukazuje se na to da se izvoznici iz perifernih zemalja suočavaju sa intenzivnom konkurencijom zemalja sa obiljem jeftine radne snage. Jedan od činilaca koji na različite načine utiče na izvoz je devizni kurs (Chen *et al*, 2012). Sistematska istraživanja veze izvoza evrozone i različitih pokazatelja troškovne i cenovne konkurentnosti ne pokazuju usaglašenost u pogledu "idealnog pokazatelja" za merenje međunarodne troškovne i cenovne konkurentnosti. U nastojanju da na ovo pitanje odgovore sa empirijskog stanovišta, M. Ca' Zorzi i B. Schnatz (2007) su ocenili alternativne izvozne jednačine u koje su uključili različite realne efektivne devizne kurseve evrozone. Dobijeni rezultati su prilično usklađeni sa ranijim nalazima. Ističe se ocena ovih autora da je poboljšanje troškovne i cenovne konkurentnosti za 1% povezano sa porastom volumena izvoza u intervalu od 0,3 do 0,4% za većinu korišćenih indikatora za merenje troškovne i cenovne konkurentnosti. U svojoj studiji o izvoznim performansama evrozone, R. Harmsen *et al* (2011) su ocenili uticaj inostrane tražnje na izvoz. Utvrdili su da je elastičnost izvoza na inostranu agregatnu tražnju pozitivna i statistički značajna, ali je koeficijent cenovne konkurentnosti značajno varirao u zavisnosti od toga koji je indikator korišćen kao pokazatelj cenovne konkurentnosti. U svom radu, S. Christodouloupoulou i O. Tkačevs (2014) su procenili izvozne i uvozne jednačine za neke zemlje evrozone. Nalazi njihovog istraživanja pokazuju da je cenovna konkurentnost značajan faktor koji utiče na izvoz.

Nalazi u literaturi ukazuju da na vrednost izvoza perifernih članica značajno utiče struktura izvoza. Zemlje sa većim učešćem visokotehnoških proizvoda u ukupnom izvozu imaju veći rast izvoza, pa je i dohodovna elastičnost izvozne tražnje veća (Wierds, van Kerkhoff & de Haan, 2014). U. Baumann i F. di Mauro (2007) analizirali su kako se specijalizacija trgovine u evrozoni promenila usled globalizacije. Ovi autori su utvrdili da je specijalizacija ove zone

povećana u nekim visokotehnoškim sektorima, gde je došlo do visokog rasta produktivnosti, uz snažan rast tražnje, na primer farmaceutskih proizvoda.

Neki autori (Matthes, 2014) smatraju da je aktuelno rebalansiranje u nekim perifernim članicama uglavnom posledica poslovnog ciklusa, koji može da se preokrene u drugom pravcu. Oni tvrde da rebalansiranje nije strukturne prirode, i da će, usled rasta privredne aktivnosti, uvoz biti veći od izvoza.

Naša empirijska strategija je, takođe, povezana sa literaturom koja analizira realokaciju resursa u zemljama periferije. T. Tressel i Sh. Wang (2014) su analizirali efekte spoljnog rebalansiranja deficitnih zemalja evrozone. Ovi autori nisu došli do jakih dokaza o realokaciji resursa iz nerazmenljivih u razmenljive sektore, ali su zaključili da poboljšane izvozne performanse još uvek zavise od eksterne tražnje u ostatku sveta.

Mnogi noviji radovi se fokusiraju na internu tražnju kao važan faktor pogoršanja tekućeg računa. Jedan od zaključaka u ovoj literaturi je da je rebalansiranje tekućeg računa perifernih zemalja moguće preusmeravanjem izvoza u zemlje koje nisu članice EU (Éltető, 2018). Ovaj autor je istraživao efekte trgovine robom i uslugama u iberijskim, baltičkim i višegradskim zemljama nakon krize. Zaključak analize je da je izvoz ovih zemalja povećan zbog pada domaće tražnje. Rezultati ove studije pokazuju da je preorijentacija trgovine na zemlje van EU bila privremena i da je proizvodna struktura izvoza ostala, uglavnom, ista kao i pre krize. G. Gaulier i V. Vicard (2012) su analizirali uzroke deficita tekućeg računa u perifernim članicama evrozone i zaključili da su akumulirani deficiti do izbijanja krize, uglavnom, bili posledica relativno dinamične domaće tražnje. Takođe, primetili su da je izvoz perifernih članica evrozone često rastao uprkos rastućim jediničnim troškovima rada. Ovi autori zaključuju da je finansijska integracija u evrozoni omogućila priliv kapitala u nerazmenljive sektore perifernih zemalja, što je rezultiralo povećanjem uvozne tražnje, kao i rastom cena nerazmenljivih dobara i usluga. E. Bobeica, E. P. Soares, A. Rua i K. Staehr (2014) su istraživali vezu između pritiska domaće tražnje i

izvoza, koristeći dinamički panel model korekcije grešaka za jedanaest zemalja evrozone tokom dve decenije. Nalazi te studije sugerišu da postoji statistički značajan efekat supstitucije između domaće i inostrane tražnje. Istovremeno, prema proceni ovih autora, veza je mnogo jača kada se domaća tražnja smanjuje nego kada raste.

Konačno, neki noviji radovi u analizi tekućeg računa perifernih zemalja evrozone koriste modele dinamičke ravnoteže. Ch. Zwick (2018) je analizirao izvore deficita tekućeg računa u Grčkoj, Irskoj, Portugalu i Španiji nakon uvođenja evra. U istraživanju je primenjen DSGE model sa diverzifikovanom strukturom izvoznog sektora i date su ocene za svaku perifernu zemlju pojedinačno. Model je pokazao solidne performanse i korišćen je za kvantitativne ocene različitih eksplanatornih varijabli koje objašnjavaju poreklo deficita. Rezultati pokazuju da je konvergencija kamatnih stopa igrala važnu ulogu u padu odnosa neto izvoza prema BDP-u na periferiji evrozone.

## PODACI I METODOLOGIJA

### Podaci

Empirijska analiza dinamike izvoza perifernih članica EU (ove zemlje su ujedno i članice evrozone) zasniva se na godišnjim vremenskim serijama podataka za pet zemalja (Irska, Italija, Španija, Portugalija i Grčka), u periodu 2000-2019. Izvor podataka za sve varijable je statistička baza EUROSTAT-a, sa izuzetkom podataka za varijablu neto priliv SDI, u periodu 2000-2019, i podataka za jediničnu vrednost uvoza za 2000. i 2001, koji su preuzeti iz baze podataka Svetske banke<sup>2</sup>. Zavisna varijabla u modelu je izvoz robe i usluga. Objasnjavajuće varijable su odabrane prema uobičajenoj konstrukciji izvozne jednačine u literaturi. Sve varijable u modelu su logaritmovane, a panel je balansiran.

Promenljive u jednačini izvoza su izvoz robe i usluga, realni efektivni devizni kurs, inostrana tražnja, neto priliv SDI, izvozne cene, i veštačka varijabla.

Izvoz robe i usluga (u izvoznj jednačini *IZVOZ*). Podaci o izvozu robe i usluga su indeksi volumena, 2010 = 100. Izvoz robe i usluga je zavisna varijabla, ali se sa vremenskom docnjom od jednog perioda javlja i kao objašnjavajuća promenljiva. Ostali pokazatelji predstavljaju objašnjavajuće varijable.

Realni efektivni devizni kurs (u izvoznj jednačini *REDK*). *REDK* je realni efektivni devizni kurs (deflator: indeks potrošačkih cena - 42 trgovinska partnera - industrijske zemlje) indeksi, 2010 = 100<sup>3</sup>. Porast ovog indeksa znači gubitak konkurentnosti. *REDK* je izračunat pomoću cena razmenljivih i nerazmenljivih proizvoda. Na taj način, mogu bolje da se sagledaju efekti cenovne konkurentnosti, prema pristupu koji je ustanovio C. Wyplosz (2013). *REDK* za domaća dobra je izračunat tako što je *REDK* (izračunat pomoću BDP deflatora) podeljen sa *REDK* - dobijen pomoću izvoznih cena kao deflatora (dekompozicija prema: Ruscher & Wolff, 2009). Oznaka za ovako dobijen *REDK* u izvoznj jednačini je *REDKUNUTRAŠNJI*. Ovu varijablu koristimo za proveru robustnosti modela.

Inostrana tražnja (u izvoznj jednačini *IT*). Kao pokazatelj inostrane tražnje koriste se podaci o BDP EU28 po tržišnim cenama, indeksi volumena, 2010 = 100. Preovlađujući deo izvoza perifernih članica realizuje se na tržištu EU. Zbog toga se, kao pokazatelj inostrane tražnje uzima BDP EU.

Neto priliv SDI (u izvoznj jednačini *SDI*). Različite kategorije *SDI* različito utiču na trgovinu i konkurentnost. U našem panelu, Irska je primer zemlje gde se može videti veza između velikog neto priliva *SDI* i privrednog rasta zasnovanog na izvozu tokom 1990-ih<sup>4</sup>. S obzirom da je značajan deo *SDI* aktivnosti unutar evrozone u vidu merdžera i akvizicija (M&As), izgleda da njihov uticaj na konkurentnost i trgovinu nije relevantan. Otuda je i transfer tehnologije povezan sa M&A između članica evrozone prilično ograničen. Najveći iznos *SDI* prema BDP-u imala je Irska (244% u 2018). Italija i Grčka nisu oformile značajan stok *SDI*, dok su važne investicije nemačkih kompanija u Španiji i Portugaliji sa početka 1990-ih, kasnije preusmerene u nove članice EU.

Izvozne cene (oznaka u izvoznj jednačini *IZVOZNECENE*). Izvozne cene su aproksimirane pomoću jedinične vrednosti izvoza. Jedinične vrednosti su izračunate tako što je vrednost trgovine podeljena sa količinom. Na ovaj način dobijene jedinične vrednosti su podeljene sa prosečnom jediničnom vrednošću prethodne godine, da bi se dobili osnovni indeksi jedinične vrednosti. Iz ovih indeksa su isključeni autlajeri. Indeksi osnovne jedinične vrednosti su, pomoću formule agregirani u odnosu na zemlje i proizvode. Na kraju su indeksi jedinične vrednosti pretvoreni u bazne indekse sa bazom 2010 = 100, i u ovom radu su korišćeni kao aproksimacija kretanja izvoznih cena.

Veštačka varijabla (oznaka u izvoznj jednačini *VEŠTAČKAV*). Period 2009-2019, predstavlja krizni period jer su periferne članice evrozona bile prinuđene da sprovedu prilagođavanje tekućeg računa. Zadatak ove veštačke varijable je da pokaže da su posmatrane zemlje bile pod uticajem finansijske krize. Veštačka promenljiva nosi vrednost 1, za period 2009-2019, i 0, za ostale godine.

## Metodologija

### Specifikacija regresionog modela

Sledeći M. Comunale-a i J. Hessel-a (2014), u istraživanju je primenjen model agregatnog izvoza, u kojem je zavisna promenljiva panel serija volumena izvoza robe i usluga, a nezavisne varijable su:

- realni efektivni devizni kurs, kao zamena za cenovnu konkurentnost;
- inostrana tražnja, aproksimirana pomoću rasta BDP-a EU28;
- neto strane investicije, jer multinacionalna preduzeća predstavljaju značajne izvoznike iz perifernih zemalja; i
- izvozne cene.

Svi regresori su iskazani u logaritmima.

Zavisna varijabla je ujedno i regresor sa jednom docnjom, a nezavisne promenljive su u nivou i sa

jednom docnjom. Za izbor docnje primenjeni su Akaike informacioni kriterijum (*Akaike Information Criterion* - AIC) i bajezijanski informacioni kriterijum (*Bayesian Information Criterion* - BIC). Primenjene su različite kombinacije docnji varijabli u jednačini izvoza, a razlike među njima su bile zanemarljive. U konačnom izrazu, sve varijable su sa jednom docnjom, kao najjednostavnijom opcijom. Ovaj model sledi tipičnu strukturu dinamičkog panel modela, koji uključuje zavisnu varijablu sa docnjom. Uvođenje varijabli sa docnjom je značajno za kontrolu dinamike procesa. Izbor varijabli u modelu sličan je analizi izvoznih performansi evrozona koju su uradili R. Harmsen *et al* (2011).

Model se može prikazati kao:

$$\begin{aligned} \text{LogIZVOZ}_{i,t} = & \delta_i \text{LogIZVOZ}_{i,t-1} + \alpha_{10i} \text{LogREDK}_{i,t} + \\ & \alpha_{11i} \text{LogREDK}_{i,t-1} + \alpha_{20i} \text{LogIT}_{i,t} + \alpha_{21i} \text{LogIT}_{i,t-1} + \alpha_{30i} \text{LogSDI}_{i,t} \\ & + \alpha_{31i} \text{LogSDI}_{i,t-1} + \alpha_{40i} \text{LogIZVOZNECENE}_{i,t} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Provera robustnosti dobijenih rezultata izvršena je pomoću proširene regresione jednačine:

$$\begin{aligned} \text{LogIZVOZ}_{i,t} = & \delta_i \text{LogIZVOZ}_{i,t-1} + \alpha_{10i} \text{LogREDK}_{i,t} + \\ & \alpha_{11i} \text{LogREDK}_{i,t-1} + \alpha_{20i} \text{LogIT}_{i,t} + \alpha_{21i} \text{LogIT}_{i,t-1} + \alpha_{30i} \text{LogSDI}_{i,t} \\ & + \alpha_{31i} \text{LogSDI}_{i,t-1} + \alpha_{40i} \text{LogIZVOZNECENE}_{i,t} + \alpha_{40i} \\ & \text{VEŠTAČKAV}_{i,t} + \alpha_{40i} \text{LogREDKUNUTRAŠNJI}_{i,t} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Izbor varijabli uključenih u jednačinu izvoza motivisan je literaturom o spoljnoj konkurentnosti. Ocenjena izvozna jednačina pruža mogućnost da se sagleda uticaj izabranih objašnjavajućih varijabli na realni izvoz zemalja uključenih u panel. Panel regresija koju primenjujemo znači da su ocenjene elastičnosti inostrane tražnje i realnog efektivnog deviznog kursa zajedničke za uzorak posmatranih zemalja. Međutim, u realnosti se međusobno razlikuju strukture trgovine posmatranih zemalja, što znači da bi se razlikovali i individualno izračunati koeficijenti elastičnosti.

## Strategija ocene

Prvi korak u analizi je provera stacionarnosti vremenskih serija. Literatura (Harmsen *et al*, 2011)

sugeriše da su paneli agregatne trgovine stacionarni (I(1)) i kointegrirani. Testiranje stacionarnosti vremenskih serija u panelu sprovede se pomoću sledećih testova: 1. A. Levin, Ch. F. Lin i Ch. Ch. J. Chu (2002) test (LLC); 2. K. S. Im, M. Pesaran i Y. Shin (2003) test (IPS); 3. J. Breitung (2000) test; 4. Fisher-ADF i Fisher-PP test (Maddala & Wu, 1999; Choi, 2001) i 5. K. Hadri (2000) test. Potrebno je istaći da LLC, Breitung & Hadri test pretpostavljaju da postoji zajednički proces jediničnog korena, a IPS i Fisher-ADF i Fisher-PP test polaze od pretpostavke da postoji individualni proces jediničnog korena.

Za istraživanje mogućnosti kointegracije u panelu, primenjeni su sledeći testovi kointegracije: P. Pedroni (1999; 2001; 2004), C. Kao (1999) i Johansen-Fišer (Johansen, 1991) test kointegracije u panelu. Pedroni i Kao test su zasnovani na testovima kointegracije R. F. Engle i C. F. J. Granger (1987) u dva koraka (zasnovanim na rezidualima). Fišerov test je kombinovani Johansenov test. Jednačina kointegracije u panelu će biti ocenjena pomoću FMOLS (Fulli Modified OLS) i DOLS (Dinamic OLS) estimatora (Phillips & Hansen, 1990).

Objedinjeni FMOLS estimator, koji su definisali P. C. B. Phillips i R. H. Moon (1999), je proširena verzija standardnog estimatora, koji su ustanovili P. C. B. Phillips i B. E. Hansen (1990). Nakon što je definisana modifikovana zavisna varijabla i korektor serijske korelacije, FMOLS estimator za koeficijent  $\beta$  je dat kao

$$\hat{\beta}_{FP} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \bar{X}_{it} X'_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( \bar{X}_{it} Y_{it}^+ - \hat{\lambda}_{12}^+ \right) \quad (3)$$

gde  $\bar{y}_{it}^+ = \bar{y}_{it} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2i}$  predstavlja modifikovanu zavisnu promenljivu, koja koriguje endogenost, a  $\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22}$  je modifikovani član kojim se koriguje serijska korelacija.

Umesto da ocene asimptotsku varijansu direktno, P. Pedroni (2001) i N. C. Mark i D. Sul (2003) su definisali konzistentan estimator, koristeći momente regresora:

$$\hat{V}_{FP} = \hat{w}_{1.2} \hat{M}_{FB}^{-1} \quad (4)$$

gde je

$$\hat{M}_{FP} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T X_{it} X'_{it} \right) \quad (5)$$

U navedenom radu, N. C. Mark i D. Sul (2003) predlažu sendvič formu ovog estimatora, što omogućuje heterogenu varijansu:

$$\hat{V}_{FP} = \hat{M}_{FP}^{-1} \hat{D}_{FP} \hat{M}_{FP}^{-1} \quad (6)$$

gde je

$$\hat{D}_{FP} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \hat{w}_{1.2i} \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T X_{it} X'_{it} \right) \quad (7)$$

a dugoročna varijansa  $\hat{w}_{1.2i} = \hat{w}_{11i} - \hat{w}_{12i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{w}_{21i}$  je izračunata za svaki presek. Za  $\hat{w}_{1.2}$  i  $\hat{w}_{1.2i}$  može se korigovati stepen slobode radi kompatibilnosti sa standardnom greškom regresionog estimatora.

Dinamička OLS (DOLS) metoda za procenu kointegracione jednačine u panelu može se realizovati proširenjem kointegracione regresije. Može se koristiti sledeća jednačina regresije (ponderisan DOLS):

$$y_{it} = X'_{it} \beta + D'_{it} \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X'_{it+j} \delta + \mathcal{G}_{it} \quad (8)$$

Model dozvoljava da koeficijenti kratkoročne dinamike  $\delta$  mogu biti specifični za poprečni presek.

P. Pedroni (2001) je predložio proširenje J. H. Stock i M. Watson (1993) DOLS estimatora na panel strukturu. Panel DOLS uključuje proširenu panel kointegracionu regresionu jednačinu, sa specifičnim prethodnjem ili docnjom  $\Delta X_{it}$  da bi eliminisao asimptotsku endogenost i serijsku korelaciju.

C. Kao i M. H. Chiang (2000) su opisali ponderisan DOLS estimator, u kome se primenjuje metod običnih kvadrata da bi se ocenila proširena kointegraciona regresiona jednačina kao:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}'_{it} \beta + \sum_{j=-q_i}^{r_i} \Delta \tilde{X}_{it} + \delta_i - \tilde{v}_{1it} \quad (9)$$

gde  $\tilde{y}_{it}$  i  $\tilde{X}_{it}$  predstavljaju podatke očišćene od individualnog determinističkog trenda. Kratkoročni dinamički koeficijent  $\delta_i$  može biti specifičan za jedinice preseka.

Pretpostavimo da  $\tilde{Z}_{it}$  predstavlja regresor, nastao interakcijom  $\Delta\tilde{X}_{it} + j$  uslova sa veštačkom varijablom preseka, i da je  $\tilde{W}_{it}' = (\tilde{X}_{it}', \tilde{Z}_{it}')$ .

Zatim se ponderisan DOLS estimator može napisati kao:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{DP} \\ \hat{\gamma}_{DP} \end{bmatrix} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it}' \tilde{W}_{it} \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it}' \tilde{y}_{it} \right) \quad (10)$$

C. Kao i M. H. Chiang (2000) su pokazali da je asimptotska raspodela ovog estimatora ista kao za ponderisani FMOLS. Prema tome, može se oceniti asimptotska kovarijaciona matrica za  $\hat{\beta}_{DP}$  pomoću odgovarajuće submatrice:

$$\hat{V}_{DP} = \hat{w}_{1,2} \hat{M}_{DP}^{-1} \quad (11)$$

gde je

$$\hat{M}_{DP} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it}' \tilde{W}_{it} \right) \quad (12)$$

a  $\hat{w}_{1,2}$  je estimator dugoročne rezidualne varijanse.

U radu će biti provereno da li među posmatranim vremenskim serijama postoji Granger-Ova kauzalnost. Granger-ova uzročnost se može izračunati pomoću bivariantne regresije. U literaturi postoje brojni pristupi za testiranje Granger-ove uzročnosti u panel formatu. Bivarijantne regresije u panelu mogu se prikazati kao:

$$y_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} y_{i,t-k} + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$x_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} x_{i,t-k} + \beta_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

gde  $t$  predstavlja vremensku dimenziju panela, a  $i$  dimenziju preseka.

U radu se koristi test uzročnosti u panelu, koji tretira panel podatke kao veliki niz podataka, a zatim na njih primenjuje standardni Granger-ov test uzročnosti. Ovaj metod polazi od pretpostavke da su svi koeficijenti između jedinica preseka jednaki, odnosno

$$\alpha_{0,i} = \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} = \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{k,i} = \alpha_{k,j}, \Delta \mathcal{V}_{i,j} \quad (15)$$

$$\beta_{1,i} = \beta_{1,j}, \dots, \beta_{k,i} = \beta_{k,j} \Delta \mathcal{V}_{i,j} \quad (16)$$

U radu se, takođe, primenjuje kvantilna regresija da bi se ocenio uticaj realnog efektivnog deviznog kursa i inostrane tražnje na različitim kvantilima uslovne raspodele realnog izvoza perifernih članica EU. Za razliku od većine regresionih modela, koji su povezani sa analizom uslovne srednje vrednosti zavisne varijable, pristup kvantilne regresije modelira kvantile zavisne promenljive prema setu objašnjavajućih varijabli. Originalnu verziju ovog modela su formulisali R. Koenker i Jr. G. Bassett (1978). Na osnovu ove verzije, pomoću kvantile regresije se ocenjuje međuodnos *LogREDK* i *LogBDPEU* regresora i specifičnog kvantila zavisne varijable *LogIZVOZ*.

### Empirijski rezultati i diskusija

Rezultati empirijskog istraživanja daju se u ovom odeljku. Deskriptivna statistika promenljivih koje su korišćene u ovom istraživanju daje se u Tabeli 1.

U Tabeli 1 se zapaža da sve varijable imaju pozitivnu vrednost aritmetičke sredine. Neto priliv *SDI* ima najveću vrednost standardne devijacije (1,77), što znači da ova promenljiva ima najveću disperziju vremenske serije. Na osnovu Jarque-Bera statistike za promenljive *IZVOZ* i *SDI*, odbacuje se nulta hipoteza da su ove serije normalno raspodeljene, uz signifikantnost od 1%, kao i za varijablu *REDKUNUTRAŠNI* na nivou značajnosti od 5%.

Tabela 1 Deskriptivna statistika korišćenih varijabli

	IZVOZ	REDK	BDPEU	SDI	IZVOZNECENE	REDKUNUTRAŠNJI
Aritmetička sredina	4,653465	4,577004	4,606658	0,79379	4,588338	4,574414
Medijana	4,62791	4,58272	4,62055	0,869926	4,59482	4,60151
Maksimalna vrednost	5,456602	4,695925	4,74232	4,391867	4,836537	4,758505
Minimalna vrednost	4,102643	4,435567	4,467057	-6,52287	4,341205	4,349174
Standardna devijacija	0,234566	0,051025	0,076002	1,771955	0,119709	0,104331
Koeficijent asimetrije (Skewness)	0,789082	-0,52615	-0,07498	-1,6292	-0,26081	-0,45401
Koeficijent spljoštenosti (Kurtosis)	4,26359	2,962443	2,27243	8,121833	2,14309	2,21485
Jarque-Bera test statistika	17,03025	4,619845	2,299356	153,5428	4,193246	6,003994
Verovatnoća (odnosi se na JB)	0,0002*	0,099269	0,316739	0,000000*	0,122871	0,049688**
Suma	465,3465	457,7004	460,6658	79,37897	458,8338	457,4414
Suma kvadrata devijacije	5,447095	0,257754	0,571853	310,8428	1,418684	1,077606
Broj posmatranja	100	100	100	100	100	100

Napomene: \* $p < 1\%$ ; \*\* $p < 5\%$ . Deskriptivna statistika svake varijable je izračunata na osnovu logaritmovanih vrednosti.

Izvor: Autor

Koeficijenti asimetrije, sem varijable *IZVOZ*, manji su od nule, tako da je njihova empirijska raspodela asimetrična ulevo. Sistematski rast izvoza tokom vremena čini empirijsku raspodelu ove promenljive asimetričnom udesno. Asimetrija ulevo sugeriše da ostale vremenske serije ispoljavaju tendenciju pada tokom vremena. Koeficijenti spljoštenosti za varijable *IZVOZ* i *SDI* imaju vrednost veću od 3, iz čega se zaključuje da su repovi empirijske raspodele ovih varijabli teži od repova normalne raspodele. Teški repovi su rezultat ekstremnih poremećaja u kretanju vremenske serije, kao što je bila globalna finansijska kriza iz 2007-2009. Koeficijenti spljoštenosti za ostale varijable su manji od 3, pa su repovi raspodele ovih varijabli lakši od repova normalne raspodele.

Za proveru stepena integrisanosti varijabli u panelu primenjeni su sledeću testovu jediničnog korena prve generacije: LLC, IPS, ADF-Fisher Chi-square, PP-Fisher Chi-square and Hadri test. Podaci za sve varijable pokrivaju period 2000-2019. S obzirom na to da se radi o kraćem vremenskom periodu, primenjeno je više testova jediničnog korena da bi se izbegle slabosti koje nastaju usled kraćeg vremenskog horizonta posmatranih serija. Kod svih testova su uključene dve opcije: konstanta i konstanta sa trendom. Jednačina za testiranje je primenjena na nivo i prvu diferencu svake varijable u modelu.

Primenjeni testovi jediničnog korena su pokazali prisustvo jediničnog korena u nivou pojave kod većine panel vremenskih serija, na nivou značajnosti

od 5%. Zatim je sprovedena provera integrisanosti na nivou prve diference, pri čemu je utvrđeno da su sve serije stacionarne, odnosno, njihova integrisanost je reda 1 ( $(X_t \sim I(1))$ ). Izuzetak je nekoliko varijabli čiju stacionarnost prve diference nije potvrdio Hadri test. To nije bilo iznenađenje s obzirom na manjkavost Hadri testa, jer na kraćim vremenskim serijama preterano odbacuje nultu hipotezu o stacionarnosti pojave.

Pošto je većina testova jediničnog korena pokazala da su varijable modela integrisane reda 1, pristupljeno je proveriti postojanja kointegracije između izvoza i objašnjavajućih varijabli u modelu. Primenjen je Pedroni-jev test kointegracije, a za proveru robustnosti zaključaka korišćeni su Kao test kointegracije i Johansen- Fischer-ov test kointegracije u panelu. Nulta hipoteza Pedroni-jevog i Kao testa je da su reziduali ocenjene kointegracione jednačine nestacionarni, odnosno, da poseduju jedinični koren. U slučaju kad su varijable kointegrisane, reziduali su stacionarni.

Tabela 2 prikazuje rezultate Kao-vih testova kointegracije reziduala u panelu, koji su odbacili nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije za izvoz robe i usluge perifernih zemalja i drugih varijabli na nivou značajnosti od 5%, tako da test potvrđuje postojanje kointegracije.

Prema rezultatima Johansen-Fischer-ovog testa kointegracije u panelu, sažetih u Tabeli 3, može se zaključiti da postoji kointegracija između pet varijabli na nivou statističke značajnosti od 1%. Na osnovu rezultata panel kointegracionih testova, može se zaključiti da u panelu postoji dugoročna ravnotežna veza između izvoza robe i usluga, inostrane tražnje, realnog efektivnog deviznog kursa, stranih direktnih investicija i izvoznih cena.

Za razliku od Kao i Johansen-Fischer-ovog testa kointegracije u panelu, u Pedroni-jevom testu za period 2000-2019, većina statistika (7 od 11, bez determinističke komponente u modelu) ne može da odbaci nultu hipotezu o odsustvu kointegracije na konvencionalnom nivou od 5%.

**Tabela 2** Rezultati Kao testa kointegracije reziduala

	t-Statistic*	Prob.
ADF	-1,789289**	0,0368

Napomene: ADF je statistika zasnovana na rezidualima. Nulta hipoteza tvrdi da nema kointegracije. \*\* Znači da su ocenjeni parametri statistički značajni na nivou od 5%. Automatski izbor docnji je zasnovan na SIC-u sa maksimalnom docnjom od 2, automatskim odabirom propusnog opsega pomoću Newey-West i Bartlett kernelom.

Izvor: Autor

**Tabela 3** Johansen-Fischer-ov test kointegracije u panelu (Statistika traga i test maksimalne verodostojnosti)

Hipoteza o broju kointegracionih jednačina	Fischer-ova stat.* (Test statistika traga)	Prob.	Fischer-ova stat.* (Test maksimalne verodostojnosti)	Prob.
Nema	182,8**	0,0000	126,3**	0,0000
Najmanje 1	87,19**	0,0000	57,38**	0,0000
Najmanje 2	39,91**	0,0000	33,31**	0,0002
Najmanje 3	16,80	0,0766	18,86***	0,0421
Najmanje 4	6,285	0,7908	6,285	0,7908

Napomene:

\* Verovatnoće (asimptotske p-vrednosti) se izračunavaju korišćenjem asimptotske hi-kvadrat raspodele.

\*\* Statistika testa je značajna na nivou od 1%.

\*\*\* Statistika testa je značajna na nivou od 5%. Uključen je linearni deterministički trend.

Izvor: Autor

S obzirom da je većina testova potvrdila postojanje kointegracije, naredni korak je ocena koeficijenata kointegracionog vektora. Pomoću FMOLS i DOLS estimatora, ocenjuje se dugoročna veza između varijabli polaznog modela. Kointegracioni vektor se ocenjuje pomoću fiksnih efekata (Tabela 4).

Većina ocenjenih koeficijenata kointegracione izvozne jednačine je statistički signifikantna na nivou od 1%. Koeficijent uz izvozne volumene sa docnjom, uzet

**Tabela 4** Izvozna jednačina perifernih članica - FMOLS i DOLS estimator, period 2000-2019. i potperiod 2009-2019.

	2000–2019		2009–2019	
	FMOLS	DOLS	FMOLS	DOLS
Volumen izvoza - $\text{LogI}ZVOZ(-1)$	0,96(0,00)	0,96(0,00)	0,84(0,00)	0,84(0,00)
Realni efektivni devizni kurs ( $\text{LogREDK}$ )	-0,80(0,00)	-0,78(0,00)	-0,85(0,00)	-0,87(0,02)
Realni efektivni devizni kurs ( $\text{LogREDK})(-1)$	0,60(0,00)	0,61(0,00)	0,39(0,00)	0,40(0,24)
Inostrana tražnja ( $\text{LogBDPEU}$ )	2,25(0,00)	2,26(0,00)	2,09(0,00)	2,07(0,00)
Inostrana tražnja ( $\text{LogBDPEU})(-1)$	-2,30(0,00)	-2,33(0,00)	-1,93(0,00)	-1,92(0,00)
Neto priliv SDI ( $\text{LogSDI}$ )	0,00(0,00)	0,01(0,02)	0,00(0,00)	0,00(0,53)
Neto priliv SDI ( $\text{LogSDI})(-1)$	0,00(0,04)	0,00(0,48)	-0,00(0,62)	-0,00(0,04)
Izvozne cene ( $\text{LogI}ZVOZNECENE$ )	0,11(0,00)	0,12(0,13)	0,16(0,00)	0,16(0,00)

Napomene: U zagradama je p vrednost; Za period 2000-2019, uzorak je prilagođen na 2002-2019. za FMOLS ocenu i na 2001-2019. za DOLS; Metoda za ocenu kointegracione jednačine: Panel FMOLS; Panel metoda: objedinjena ocena; Determinističke komponente kointegracione jednačine: Konstanta (C); Reziduali prve faze koriste heterogene dugoročne koeficijente; Kovarijansa je izračunata korišćenjem podrazumevane metode; Dugoročne ocene kovarijanse (Bartlett kernel, Newey-West fiksni propusni opseg); p-vrednosti su date u zagradama. Metoda za ocenu kointegracione jednačine: Panel DOLS; Deterministička komponenta u kointegracionoj jednačini: Konstanta (C); Dugoročna varijansa (Bartlett kernel, Newey-West fiksni propusni opseg) koja se koristi za kovarijansu.

Izvor: Autor

kao nezavisna varijabla, ima visoku vrednost, što ukazuje na visok stepen inercije u kretanju izvoza robe i usluga perifernih zemalja. Dobijeni rezultati se slažu sa nalazima u literaturi (Harmsen *et al*, 2011). Dijagnostička provera pokazuje da reziduali ocenjene jednačine ne poseduju autokorelaciju, i da su uglavnom normalno raspodeljeni.

Kao što se moglo očekivati, realni efektivni devizni kurs značajno utiče na izvoz i ima očekivani negativan predznak. Ocenjena vrednost potvrđuje teorijski stav da precenjena vrednost valute deluje destimulativno na izvoz. Stoga, ocenjena vrednost koeficijenta uz realni efektivni devizni kurs sugerise da potencijalno poboljšanje konkurentnosti može značajno da doprinese povećanju realnog izvoza. Precenjena realna vrednost evra, iz ugla perifernih zemalja, ukazuje na smanjenu troškovnu efikasnost ovih zemalja, usled rasta nadnica i domaćih cena. S obzirom da je devizni kurs egzogena varijabla za sve članice evrozone, rast nadnica i cena u perifernim zemljama, u odnosu na prosek EU, obara njihovu konkurentnost. Ovaj indikator

cenovne konkurentnosti znači da izvoz posmatranih zemalja, u znatnoj meri, zavisi od cena, a manje od kvaliteta proizvoda. Međutim, suprotan zaključak se nameće na osnovu ocenjene vrednosti koeficijenta uz izvozne cene. Prema kvantitativnoj vrednosti, ovaj koeficijent je manje značajan u poređenju sa ocenjenom vrednošću koeficijenta uz realni efektivni devizni kurs, ali je on, po oceni FMOLS, statistički signifikantan, kao i koeficijent uz devizni kurs. S obzirom da je znak ispred koeficijenta uz izvozne cene pozitivan, to bi značilo da rast izvoznih cena ne deluje negativno na fizički izvoz robe i usluga perifernih zemalja. Odnosno, da je izvoz perifernih članica više pod uticajem visoko kvalitetnih proizvoda sa velikom dodatkom vrednošću (DV), nego pod uticajem cena. Ovaj koeficijent sugerise da je u procesu prilagođavanja tekućeg računa, u zemljama koje su uključene u panel, stavljen naglasak na strukturno prilagođavanje sadržano u povećanoj ulozi proizvoda veće DV u njihovom ukupnom izvozu.

Međutim, podaci o učešću visokotehnoloških proizvoda u ukupnom izvozu perifernih zemalja

pokazuju da je za većinu njih ovo učešće još uvek nisko (osim Irske). Izvoz proizvoda visoke tehnologije, kao udeo u ukupnom izvozu, za 2018. u Irskoj iznosio je 34,7%, Italiji 7,8%, Portugalu 4,0%, Španiji 5,5% i Grčkoj 4,5% (Eurostat, 2022) uključuju sledeće proizvode: Vazduhoplovstvo, Računari-kancelarijske mašine, Elektronika-telekomunikacije, Farmacija, Naučni instrumenti, Električne mašine, Hemija, Neelektrične mašine, Naoružanje (Ukupan izvoz EU ne uključuje trgovinu unutar EU). Kako se udeo ovih proizvoda u izvozu povećava, može se očekivati manji uticaj cena na izvoz (Wierds *et al*, 2014). Istovremeno, učešće domaće DV u ukupnom izvozu za zemlje periferije je znatno veće od učešća visokotehnoloških proizvoda u ukupnom izvozu<sup>5</sup>. To znači da najveći deo izvoza perifernih članica evrozone čine proizvodi niže DV, čija je izvozna tražnja osetljiva i na kvalitet i na cene. Nameće se zaključak da su za značajan deo izvoza zemalja periferije važne kako cenovna, tako i dohodovna elastičnost<sup>6</sup>. Međutim, povećanje učešća zemalja u globalnim lancima vrednosti (*Global Value Chain* - GVC) smanjuje elastičnost izvoza po cenama i dohotku<sup>7</sup>. Globalna finansijska kriza 2008-2009, imala je snažan negativan uticaj na učešće GVC-a za zemlje periferije (WTO, 2019), a sličan efekat se može očekivati i nakon krize Kovid-19. Naime, kriza izazvana Kovid-19 dovela je do poremećaja u isporukama u okviru GVC-a, pa nastavak trgovinskih tokova unutar GVC-a zavisi od oporavka svetske privrede i ponašanja zemalja u pogledu principa otvorene trgovine. Skraćivanje lanaca snabdevanja može smanjiti sposobnost zemalja da se specijalizuju u skladu sa dostupnim komparativnim prednostima. Osim toga, jačanje trgovinskog protekcionizma dovelo bi do daljeg smanjenja trgovinskih tokova unutar GVC-a.

Ocenjena vrednost koeficijenta uz varijablu BDPEU, koja je aproksimacija za inostranu tražnju, pokazuje da je uticaj tražnje na nivou EU veoma značajan faktor izvoza zemalja u ovom panelu. S obzirom da su vremenske serije zavisne varijable i varijable koja reprezentuje inostranu tražnju logaritmovane, dobijene vrednosti znače da se realan izvoz robe i usluga (volumeni) perifernih zemalja povećava za 2,25% kada realan BDP EU poraste za 1%. Ocena koeficijenta uz ovu nezavisnu promenljivu

je statistički signifikantna na nivou od 1%, kako uz primenu FMOLS, tako i korišćenjem DOLS estimatora, za ceo vremenski interval 2000-2019, kao i za potperiod 2009-2019. To potvrđuje da je realni izvoz robe i usluga perifernih članica evrozone pod snažnim uticajem tražnje na nivou EU. Prema ovim nalazima, može se zaključiti da bi rast tražnje u jezgu evrozone, u periodu posle Kovida-19, podstaknut fiskalnom relaksacijom u tim zemljama, pozitivno uticao na izvoz perifernih članica. Time bi se ublažio teret fiskalnog prilagođavanja i prilagođavanja platnog bilansa u perifernim zemljama.

Kvantitativne ocene koeficijenata, uz varijablu neto priliv SDI, su zanemarljive po vrednosti. Iz ove ocene proizlazi zaključak da neto priliv SDI nema skoro nikakvog uticaja na izvoz robe i usluga perifernih članica. Ovaj nalaz se može povezati sa ocenama iz literature da se preovlađujući deo neto priliva SDI u ove zemlje ostvaruje putem merdžera i akvizicija, i da kao takav ne daje nove podsticaje povećanju izvoza.

Nakon ocene izvozne jednačine, testirani su reziduali. Primenjeni su isti testovi kao i za testiranje jediničnog korena u vremenskim serijama panela. Na osnovu svih testova, može se zaključiti da su dobijeni reziduali stacionarni. Značajno je istaći da su testovi kad kojih se može isključiti konstanta (LLC, ADF Fisher i PP Fisher), potvrdili da su dobijeni reziduali stacionarni na nivou značajnosti od 1% u slučaju kad se izostavi konstanta. Ovaj postupak je uobičajen kod provere stacionarnosti reziduala. Dobijeni rezultati su potvrdili da su posmatrane varijable u ovom panelu kointegrirane. Stoga, primenjeni model je potvrdio da izabrane varijable značajno utiču na kretanje izvoza robe i usluga perifernih zemalja evrozone.

Da bi se proverila robustnost ocenjenih koeficijenata, u kointegracionu jednačinu su uvedene dve nove varijable: veštačka promenljiva (*VEŠTAČKAV*) i realni efektivni devizni kurs za domaća dobra (*LogREDKUNUTRAŠNJI*). U Tabeli 5 su prezentirani ocenjeni koeficijenti u proširenoj izvoznoj jednačini. Ocene su dobijene pomoću FMOLS i DOLS estimatora.

Ocene kointegracione jednačine pomoću FMOLS i DOLS estimatora date su u Tabeli 5, kolona 1. U izvoznju jednačinu zatim su uključene još dve

**Tabela 5** Provera robustnosti modela za period 2000-2019, - ocenjeni koeficijenti pomoću FMOLS i DOLS estimatora

Promenljiva		1	2	3
Volumen izvoza - LogIZVOZ(-1)	FMOLS	0,96***	0,96***	0,95***
	DOLS	0,96***	0,96***	0,95***
Realni efektivni devizni kurs (LogREDK)	FMOLS	-0,80***	-0,77***	-0,81***
	DOLS	-0,78**	-0,75**	-0,80***
Realni efektivni devizni kurs (LogREDK)(-1)	FMOLS	0,60***	0,61***	0,58***
	DOLS	0,61**	0,60***	0,60***
Inostrana tražnja (LogBDPEU)	FMOLS	2,25***	2,31***	2,35***
	DOLS	2,26***	2,30***	2,34***
Inostrana tražnja (LogBDPEU)(-1)	FMOLS	-2,30***	-2,39***	-2,36***
	DOLS	-2,33***	-2,37***	-2,33***
Neto priliv SDI (LogSDI)	FMOLS	0,01***	0,01***	0,01***
	DOLS	0,01**	0,01**	0,01**
Neto priliv SDI (LogSDI)(-1)	FMOLS	0,00**	0,00***	-0,00***
	DOLS	0,00****	0,02****	0,00****
Izvozne cene (LogIZVOZNECENE)	FMOLS	0,11***	0,11***	-0,02****
	DOLS	0,11****	0,11****	-0,01****
VEŠTAČKAV	FMOLS		0,00****	-0,01****
	DOLS		0,00****	0,01****
REDK za nerazmenljive proizvode (LogREDKUNUTRAŠNJI)	FMOLS			0,12****
	DOLS			0,10****

Napomena: \*\*\* Nivo značajnosti od 1%. \*\* Nivo značajnosti od 5%. \* Nivo značajnosti od 10%. \*\*\*\* Koeficijent nije statistički signifikantan. Panel metoda: Ponderisana (Pooled) ocena.

Izvor: Autor

varijable, VEŠTAČKAV i REDK za nerazmenljiva dobra. Ocene izvozne jednačine koja uključuje dve dodatne varijable date su u kolonama 2 i 3 Tabele 5. Uvođenjem dve nove varijable trebalo je proveriti prilagođenost ocenjenog modela. Skoro svi koeficijenti ocenjeni pomoću estimatora FMOLS su statistički signifikantni, uglavnom na nivou od 1%. Koeficijent uz varijablu REDKUNUTRAŠNJI, ocenjen pomoću FMOLS i DOLS estimatora, nije statistički signifikantan. Na osnovu ocenjene izvozne jednačine, nakon uvođenja kontrolnih varijabli, potvrđena je adekvatnost polaznog modela.

Treba istaći da između realnog efektivnog deviznog kursa, koji se odnosi na nerazmenljiva (unutrašnja) dobra i realnog izvoza zemalja u našem panelu, postoji međuzavisnost. Na to ukazuje Granger-ov test uzročnosti (Tabela 6).

U Tabeli 6 se zapaža jednostrana Granger-ova uzročnost od LogREDKUNUTRAŠNJI prema LogIZVOZ. Ovaj rezultat indikativno ukazuje na mogućnost povećanja izvoza perifernih zemalja sa porastom njihove konkurentnosti. Zapravo, sa porastom konkurentnosti raste mogućnost da se deo proizvoda, koji se prodaju na domaćem tržištu

**Tabela 6** Granger-ov test uzročnosti za periferne članice evrozone, u periodu 2000-2019.

Nulta hipoteza	Pos.	Docnja	F-Statist-	Ver. p
LogREDKUNUTRAŠNJI ne uzrokuje LogIZVOZ	90	2	2,78117	0,0676
LogIZVOZ ne uzrokuje LogREDKUNUTRAŠNJI	90	2	0,23230	0,7932

Izvor: Autor

perifernih zemalja, preusmeri u izvoz. To bi moglo pozitivno da utiče na tekući račun ovih zemalja.

Pomoću kvantilne regresije ocenjen je uticaj realnog efektivnog deviznog kursa i strane tražnje na različitim tačkama uslovne raspodele realnog izvoza robe i usluga, kao zavisne promenljive, za period 2000-2019 (Tabela 7). Uticaj *logREDK* i *logBDPEU* varira duž uslovne raspodele volumena izvoza. Ocenjeni koeficijenti su statistički signifikantni, izuzev za kvantile 0.10 i 0.25 za *logREDK*.

U empirijskom modelu, u Tabeli 7, prvo je ocenjena veza između izvoza, *LogREDK* i *LogBDPEU* pomoću metoda najmanjih kvadrata u panelu. Rezultati su dati u koloni 1 Tabele 6. Pomoću metoda najmanjih kvadrata ocenjena je veza između realnog izvoza kao zavisne varijable i *LogREDK* i *LogBDPEU* kao nezavisnih varijabli. Ocena nije povezana sa odgovarajućom tačkom distribucije zavisne varijable. Dobijeni koeficijenti su statistički signifikantni i sa značajnom vrednošću. Da bi se sagledao uticaj nezavisnih varijabli na različite tačke uslovne

raspodele izvoza kao zavisne promenljive, primenjena je kvantilna regresija sa pet kvantila, odnosno, kvantili 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, i 0,90. Rezultati su dati u kolonama 2-6 Tabele 7.

Vrednosti ocenjenih koeficijenata variraju u zavisnosti od izabranog kvantila. Svi koeficijenti ocenjeni pomoću panel metoda najmanjih kvadrata su statistički signifikantni na nivou od 1%. Kod kvantilne regresije, statistička signifikantnost ocenjenih koeficijenata varira između regresija za različite kvantile. Ocenjeni koeficijenti za *LogREDK* su statistički signifikantni na nivou od 1% za gornje kvantile: 0,5, 0,75, i 0,90, dok su koeficijenti za *LogBDPEU* statistički signifikantni na nivou od 1% za sve kvantile. Negativna vrednost ocenjenih koeficijenata za *LogREDK* se povećava prema višim nivoima raspodele izvoza kao zavisne promenljive, što svedoči o rastućem uticaju ove promenljive na izvoz na višim tačkama uslovne raspodele izvoza.

Numerička vrednost ocenjenih koeficijenta za *LogBDPEU* je visoka i varira između izvoznih kvantila.

**Tabela 7** Ocena izvozne jednačine - kvantilna regresija (2000-2019)

Nezavisne promenljive	Panel ocena najmanjih kvadr.					
	Ocena kvantilne regresije					
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	-3,437(0,002)	-6,955 (0,000)	-4,364 (0,006)	-3,264 (0,024)	-1,671 (0,512)	1,158 (0,601)
LogREDK	-1,021 (0,000)	-0,144 (0,5668)	-0,337 (0,2344)	-1,024 (0,010)	-1,443 (0,016)	-2,077 (0,000)
LogBDPEU	2,771 (0,000)	2,635 (0,000)	2,2784 (0,000)	2,733 (0,000)	2,819 (0,000)	2,849 (0,000)
Broj slučajeva	100	100	100	100	100	100
R <sup>2</sup>	0,808					
Pseudo R <sup>2</sup>		0,5692	0,581	0,582	0,596	0,655

Napomene: 1) Verovatnoća p u zagradama; 2) Kvantilna regresija uključuje: Huber-Sandvič standardne greške i kovarijansu, Metod retkosti: Kernel (Epanečnikov) koristeći rezidualne, Bandwidth metod: Hall-Sheather, (bw=0,074542 za kvantil 0,1; 0,14497 za kvantil 0,25; 0,20932 za medijanu); Ocena uspešno identifikuje jedinstveno optimalno rešenje.

Uticaj strane tražnje na realni izvoz zemalja u panelu je, prema ovim ocenama, konstantno jak, nezavisno od tačke uslovne raspodele izvoza. Ovaj uticaj, u slučaju deviznog kursa, se pojačava od najnižih prema najvišim kvantilima, i pokazuje da realno precenjena vrednost evra sve više nepovoljno deluje na izvoz kako se on povećava. Apresijacija realnog efektivnog deviznog kursa nastaje kada je rast cena u jednoj članici evrozone veći od rasta cena u drugim članicama (inflacioni diferencijali). U tom slučaju, izvoz članice sa višom inflacijom može biti skuplji od izvoza ostalih članica, što dovodi do gubitka izvozne konkurentnosti. Ovo potvrđuje nalaze u literaturi da je evro, kao zajednička valuta perifernih zemalja sa slabijom konkurentnošću i jezgrom sa jačim performansama, doveo do precenjenog kursa za periferne zemlje i potcenjenog kursa za zemlje jezgra. Kao rezultat toga, javljaju se efekti redistribucije u trgovini između članica evrozone (Perotti & Soons, 2019). Dakle, nalazi naše kvantilne analize potvrđuju ranije ocene izvedene iz panel analize izvoznog vektora perifernih zemalja.

## ZAKLJUČAK

Ovaj rad je ispitivao povezanost izvoza robe i usluga perifernih članica eurozone sa realnim efektivnim deviznim kursom, inostranom tražnjom, stranim direktnim investicijama i izvoznim cenama. Na osnovu empirijskih istraživanja, potvrđena je polazna hipoteza da je cenovna konkurentnost važan faktor izvoza perifernih članica evrozone. Zapravo, nalazi u radu potvrđuju tezu da precenjen realni efektivni devizni kurs perifernih zemalja, usled rasta nadnica i cena u tim zemljama, smanjuje njihovu konkurentnost (ove zemlje ne mogu da utiču na nominalnu vrednost evra, jer su se prihvatanjem evra kao zajedničke valute odrekle autonomije politike deviznog kursa). To se direktno odražava na robni izvoz, tako da su ove zemlje morale da pristupe procesu usklađivanja, kako bi svoj trgovinski deficit i deficit tekućeg računa smanjile i dovele u ravan održivosti.

Empirijski nalazi u radu su, takođe, potvrdili snažan uticaj tražnje u ostalim članicama EU na realan izvoz

robe i usluga perifernih zemalja. Ocenjeni koeficijenti kointegracionog vektora pokazuju da, sa porastom BDP EU za 1%, realni izvoz perifernih članica se uvećava oko 2,25%. Ovaj nalaz svedoči o naglašenom značaju privrednog rasta u EU za izvoz perifernih članica. Oživljavanje privredne aktivnosti širom EU otvara mogućnosti za dinamičan rast realnog izvoza robe i usluga perifernih članica. Time je potvrđena polazna istraživačka hipoteza da izvozna tražnja ostalih članica EU značajno utiče na izvoz perifernih članica.

U radu je ocenjen i uticaj izvoznih cena na izvoz perifernih članica. Ocenjeni koeficijent za ovu varijablu nosi neočekivano pozitivan predznak, što znači da je rast cena izvezene robe praćen povećanjem izvoza. Iako je ovo u suprotnosti sa uobičajenom teorijskom pretpostavkom, po kojoj povećanje izvoznih cena u stranoj valuti dovodi do smanjenja izvozne konkurentnosti i pada obima izvoza, dobijeni nalazi zahtevaju analizu strukture izvoza. Naime, ovi nalazi se mogu dovesti u vezu sa promenama robne strukture izvoza perifernih članica do kojih je došlo u procesu usklađivanja njihovog tekućeg računa, u periodu nakon izbivanja finansijske krize 2008. Ove promene karakteriše povećanje udela proizvoda veće DV u ukupnom izvozu, iako je ovo učešće još uvek malo. Na povećanje obima izvoza ovih proizvoda više utiče rast inostrane tražnje nego cene ovih proizvoda (dohodna elastičnost izvoza je veća od cenovne elastičnosti). Reforma tržišta rada (smanjenje nominalnih zarada, preusmeravanje rada u izvozne sektore), povećanje fleksibilnosti nadnica i cena, kao i strukturne promene u izvozu ka povećanju udela tehnološki intenzivnih proizvoda, mogu doprineti povećanju realnog izvoza perifernih članica. Preusmeravanje resursa iz sektora nerazmenljivih dobara u sektor razmenljivih proizvoda podrazumeva smanjivanje jediničnih troškova rada, usled pada domaće tražnje i porasta nezaposlenosti. Da bi se postiglo povećanje izvoza, nadnice u sektorima razmenljivih proizvoda trebaju da se smanje. Ti su proizvodi onda jeftiniji upoređeno sa cenama konkurenata na svetskom tržištu. Zemlje evrozone sa velikim deficitima tekućeg računa su, u procesu prilagođavanja tekućeg računa posle izbivanja finansijske krize 2008, znatno smanjile jednične

troškove rada u odnosu na glavne trgovinske partnere. Relativne cene, zbog većih marži profita, smanjene su u manjem stepenu nego jedinični troškovi rada (Kang & Shambaugh, 2014, 21). Smanjenje trgovinskog deficita u budućnosti je poželjan kanal za smanjenje deficita tekućeg računa.

Na osnovu ocenjene jednačine izvoza, zaključuje se da je cenovna konkurentnost i dalje značajan faktor izvoza perifernih članica, ali da se uticaj ovog faktora smanjuje sa povećanjem učešća izvoza proizvoda visoke tehnologije u ukupnom izvozu. Međutim, na izvozne performanse perifernih zemalja utiče i izvozna tražnja drugih članica EU, a ovaj faktor je važniji od cenovne konkurentnosti. Ovi rezultati potvrđuju nalaze P. Wierds *et al* (2014) da struktura izvoza značajno utiče na vrednost izvoza.

Istraživanja u ovom radu su potvrdila teorijsku pretpostavku da odustajanje od autonomije monetarne politike i autonomije deviznog kursa može dovesti do teškoća usled asimetričnih efekata eksternih poremećaja na zemlje unutar monetarnog područja. Da bi se to izbeglo, potrebno je da postoji strukturna usklađenost i visok stepen međusobne trgovine članica monetarnog područja sa jedinstvenom valutom. Privrede perifernih (ekonomski slabijih) članica evrozona su, zbog nemogućnosti korišćenja deviznog kursa, bile primorane da primene rigoroznije mere smanjivanja realnih nadnica, kako bi preusmerile robu u izvoz i tekući račun dovele u ravnotežu.

Najznačajniji rezultati empirijskog istraživanja u ovom radu su:

- Rast tražnje na nivou EU je snažan pokretač izvoza perifernih članica evrozona. Usporavanje privrednog rasta umanjuje izvozne mogućnosti ne samo perifernih članica evrozona, već i ostalih izvoznica, na tržište EU. Ovaj nalaz se odnosi i na zemlje kojima je EU najveći trgovinski partner, kao što je to slučaj Republike Srbije. Globalni lanci isporuka mogu biti amortizer u slučaju pada globalne tražnje kod vodećih trgovinskih partnera.
- Apresijacija realnog efektivnog deviznog kursa perifernih članica deluje destimulativno na njihov izvoz. U stanje precećenog kursa, periferne

članice su dospele zbog rasta domaćih cena i nadnica u odnosu na članice jezgra evrozona. Ovaj nalaz je u skladu sa teorijskim pretpostavkama o uticaju apresijacije realnog efektivnog deviznog kursa na izvoz. Dobijeni rezultat je posebno značajan i za zemlje Zapadnog Balkana, kod kojih je važna i cenovna elastičnost izvozne tražnje.

- Pozitivan uticaj rasta izvoznih cena na izvoz perifernih članica pokazuje da porast udela proizvoda veće DV u izvozu vodi realnom povećanju izvoza. Tražnja za ovim proizvodima, posebno u slučaju kad su oni zastupljeni u globalnim lancima isporuka, je stabilnija i olakšava postizanje ravniteže u tekućem računu zemlje. Ovaj nalaz je, takođe, značajan za kreatore ekonomske politike u Republici Srbiji, jer nosi poruku da je potrebno usmeravati SDI u sektore gde se realizuje proizvodnja veće DV namenjena izvozu. Veća integrisanost u regionalne lance stvaranja vrednosti otvara mogućnosti za manju kolebljivost realnog izvoza.

Ograničenje analize je kratak vremenski horizont, što umanjuje kvalitet ekonometrijskih ocena. Pored toga, fokus analize je na ponašanju agregatnog izvoza. Ovaj pristup je relevantan za makroekonomsku analizu (kao što je odgovor ukupnog izvoza na promene realnog efektivnog deviznog kursa), ali nije pogodan za analizu ponašanja pojedinih sektora u privredi. Pored toga, indeks potrošačkih cena, koji se koristi za izračunavanje realnog efektivnog deviznog kursa, uključuje i cene robe koja nije predmet trgovine. Nominalni efektivni kurs prilagođen promeni cena izvozne robe omogućio bi precizniju analizu uticaja realnog efektivnog deviznog kursa na izvoz perifernih članica. Takođe, budući istraživački napor treba da se fokusiraju na odvajanje uticaja izvoznih faktora na veći izvoz proizvoda veće DV od uticaja na izvoz proizvoda manje DV.

## ENDNOTE

- 1 Pad realnog efektivnog deviznog kursa Irske i Grčke, u periodu nakon 2008, bio je veći nego u ostalim perifernim članicama (prema podacima EUROSTAT-a). Smanjenjem zarada i cena, dve zemlje su značajno unapredile izvoznu konkurentnost i smanjile deficit tekućeg računa.

- 2 Bazama podataka je pristupljeno 5. februara 2021.
- 3 Panel od 42 zemlje uključuje: zemlje članice EU-28 i 14 drugih industrijskih zemalja - Australiju, Kanadu, Sjedinjene Države, Japan, Norvešku, Novi Zeland, Meksiko, Švajcarsku, Tursku, Rusiju, Kinu, Brazil, Južnu Koreju i Hong Kong.
- 4 Strane kompanije u Irskoj su imale snažnu izvoznu orijentaciju i uglavnom su bile locirane u sektorima visokih tehnologija. Potpuniju analizu SDI u Irskoj dali su F. Barry i J. Bradley (1997).
- 5 Učešće domaće DV u ukupnom izvozu u 2016, za zemlje periferije, iznosilo je: Irska - 58%, Portugal - 72%, Grčka - 76%, Španija - 77% i Italija - 78%. (Retrieved Maj 6, 2021, from <https://data.oecd.org/trade/domestic-value-added-in-gross-exports.htm>)
- 6 Na trgovinsku elastičnost (izvoz prema BDP-u) značajno utiču promene u strukturi uvozne tražnje i ciklični faktori.
- 7 Učešće Irske u GVC-u, mereno kao procenat učešća domaće DV koja je poslata u GVC i strane DV iz GVC-a u ukupnom bruto izvozu, u 2015, dostiglo je 52,4% (40,2% je povratno i 12,3% učešće unapred), u Italiji - 40,8%, u Grčkoj - 40,3%, u Portugalu - 43,9%, u Španiji - 40,3% (Retrieved Maj 6, 2021, from [https://www.vto.org/english/res\\_e/statis\\_e/mivi\\_e/countriprofiles\\_e.htm](https://www.vto.org/english/res_e/statis_e/mivi_e/countriprofiles_e.htm)).
- ## REFERENCE
- Barry, F., & Bradley, J. (1997). FDI and trade: The Irish host country experience. *The Economic Journal*, 107(445), 1798-1811. doi:10.1111/j.1468-0297.1997.tb00083.x
- Baumann, U., & di Mauro, F. (2007). Globalization and Euro Area trade interactions and challenges. *ECB Occasional Paper Series No. 55*. Frankfurt: European Central Bank.
- Bobeica, E., Soares, E. P., Rua, A. & Staehr, K. (2014). Exports and domestic demand pressure: A dynamic panel data model for the euro area countries. *Working Paper Series No. 1777*. European Central Bank.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics Vol. 15* (pp. 161-177). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi:10.1016/S0731-9053(00)15006-6
- Ca' Zorzi, M., & Schnatz, B. (2007). Explaining and forecasting Euro area exports which competitiveness indicator performs best? *Working Paper Series No. 833*, Frankfurt: European Central Bank.
- Campos, F. N., & Macchiarelli, C. (2021). The dynamics of core and periphery in the European monetary union: A new approach. *Journal of International Money and Finance*, 112(C). doi:10.1016/j.jimonfin.2020.102325
- Chen, R., Milesi-Ferretti, G. M., & Tressel, T. (2012). External imbalances in the Euro area. *Working Paper No. 12/236*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20(2), 249-272. doi:10.1016/S0261-5606(00)00048-6
- Christodouloupoulou, S., & Tkačevs, O. (2014). Measuring the effectiveness of cost and price competitiveness in external rebalancing of euro area countries. What do alternative HCIS tell us? *Working paper series No. 1736*. Frankfurt: European Central Bank.
- Comunale, M., & Hessel, J. (2014). Current account imbalances in the Euro area: Competitiveness or financial cycle? *DNB Working Paper No. 443*. Amsterdam: The Nederlandsche Bank.
- Darvas, Z. (2012). Intra-Euro rebalancing is inevitable but insufficient. *Bruegel Policy Contributions*, 15, 1-12.
- De Grauwe, P. (2018). *The Economics of Monetary Unions*. New York, NY: Oxford, Oxford University Press.
- Delgado-Télez, M., Moral-Benito, E., & Viani, F. (2020). An anatomy of the Spanish current account adjustment the role of permanent and transitory factors. *SERIEs* 11, 501-529. doi:10.1007/s13209-020-00220-6
- Dooley, N. (2018). *The European Periphery and the Eurozone Crisis: Capitalist Diversity and Europeanisation*. London, UK: Routledge.
- European Central Bank (ECB). (2012). Competitiveness and external imbalances within the euro area. *Occasional Paper Series No. 139*. Frankfurt: European Central Bank.
- Efstathiou, K., & Wolff, G. B. (2017). *How export growth achieved adjustment of massive trade deficits in the euro area*. Retrieved April 12, 2021, from <http://crisisobs.gr/en/2017/06/export-growth-achieved-adjustment-massive-trade-deficits-euro-area/>

- Éltető, A. (2018). Foreign trade of goods and services of the peripheral regions - Characteristics and tendencies after the crisis. In A. Éltető (Ed.). *Export influencing factors in the Iberian Baltic and Visegrád regions* (pp. 112-143). Budapest, HU: Institute of World Economics Centre for Economic and Regional Studies Hungarian Academy of Sciences.
- Engle, R. F., & Granger, C. F. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- EUROSTAT. (2022). *Aggregation of products by SITC Rev.4*. Retrieved April 21, 2022, from [https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/htec\\_esms\\_an5.pdf](https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/htec_esms_an5.pdf)
- Gabrisch, H., & Staehr, K. (2012). The euro plus pact: Competitiveness and external capital flows in the EU countries. *Working Paper Series No. 5/2012*. Frankfurt: European Central Bank.
- Gaulier, G., & Vicard, V. (2012). Current account imbalances in the euro area competitiveness or demand shock? *Quarterly selection of articles - Bulletin de la Banque de France*, 27, 5-26.
- Gräbner, C., Heimberger, Ph., Kepeller, J., & Schütz, B. (2020). Is the Eurozone disintegrating? Macroeconomic divergence, structural polarisation, trade and fragility. *Cambridge Journal of Economics*, 44(3), 647-669. doi:10.1093/cje/bez059
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, 3(2), 148-161. doi:10.1111/1368-423X.00043
- Harmsen, R., Turunen, J., & Bayoumi, T. (2011). Euro area export performance and competitiveness. *IMF Working Paper No. 2011/140*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Im, K. S., Pesaran, M., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. doi:10.1016/S0304-4076(03)00092-7
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi:10.2307/2938278
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. doi:10.1016/S0304-4076(98)00023-2
- Kao, C., & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics, Vol 15* (pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi:10.1016/S0731-9053(00)15007-8
- Kang, J. S., & Shambaugh, J. C. (2014). Progress towards external adjustment in the euro area periphery and the Baltics. *Working Paper 14/131*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Koenker, R., & Bassett, Jr. G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50. doi:10.2307/1913643
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2012). External adjustment and the global crisis. *Journal of International Economics*, 88(2), 252-265. doi:10.1016/j.jinteco.2011.12.013
- Levin, A., Lin, Ch. F., & Chu, Ch. Sh. J. (2002). Unit root tests in panel data asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. doi:10.1016/S0304-4076(01)00098-7
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of panel data unit root tests and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. doi:10.1111/1468-0084.0610s1631
- Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655-680. doi:10.1111/j.1468-0084.2003.00066.x
- Matthes, J. (2014). Ten misconceptions about current account imbalances in the euro area. *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 49(3), 160-169. doi:10.1007/s10272-014-0496-9
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670. doi:10.1111/1468-0084.0610s1653
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics, Vol 15* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi:10.1016/S0731-9053(00)15007-8

- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an applications to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625. doi:10.1017/S0266466604203073
- Perotti, E. C., & Soons, O. (2019). The political economy of a diverse monetary union. *CEPR Discussion Paper No DP13987*.
- Phillips, P. C. B., & Moon, R. H. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111. doi:10.1111/1468-0262.00070
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. doi:10.2307/2297545
- Ruscher, E., & Wolff, G. B. (2009). External rebalancing is not just an exporters' story Real exchange rates the nontradable sector and the euro. *European Economy - Economic Papers* 375. Brussels: European Commission.
- Sinn, H. (2014). Austerity growth and inflation remarks on the eurozone's unresolved competitiveness problem. *The World Economy*, 37(1), 1-13. doi:10.1111/twec.12130
- Stock, J. H., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. doi:10.2307/2951763
- Storm, S., & Naastepad, C. W. M. (2015). Europe's hunger games income distribution cost competitiveness and crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 39(3), 959-986. doi:10.1093/cje/beu037
- Tressel, T., & Wang, Sh. (2014). Rebalancing in the euro area and cyclicalty of current account adjustments. *Working Paper No. 130*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Wierst, P., van Kerkhoff, H., & de Haan, J. (2014). Composition of exports and export performance of eurozone countries. *Journal of Common Market Studies*, 52(4), 928-941. doi:10.1111/jcms.12114
- World Trade Organization (WTO). (2019). *Global value chain development report 2019: Technological innovation, supply chain trade, and workers in a globalized world*. World Bank, World Trade Organization.
- Wyplosz, C. (2013). Europe's quest for fiscal discipline. *European Economy - Economic Papers* 498. Brussels: European Commission.
- Zwick, Ch. (2018). On the origin of current account deficits in the Euro area periphery: A DSGE perspective. *Graz Economics Papers - EP 02-2018*. Graz, AT: University of Graz, Department of Economics.

Primljeno 21. jula 2022,

nakon revizije,

prihvaćeno za publikovanje 24. novembra 2022.

Elektromska verzija objavljena 6. decembra 2022.

**Radovan Kovačević** je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Beogradu, gde izvodi nastavu na nastavnim predmetima Ekonomski odnosi Srbije sa inostranstvom i Međunarodne finansije, na osnovnim studijama, i na nekoliko nastavnih predmeta na master i doktorskim studijama. Doktorirao je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Glavne oblasti naučno-istraživačkog interesovanja su: teorija i praksa deviznih kurseva, strane direktne investicije, platni bilans i međunarodno tržište kapitala.

## THE EXPORT PERFORMANCE AND COMPETITIVENESS OF THE EURO AREA'S PERIPHERY

Radovan Kovacevic

*University of Belgrade, Faculty of Economics, Belgrade, The Republic of Serbia*

This paper examines the impact of the selected factors on the real exports of goods and services in the several euro area (the eurozone) peripheral economies. There are five countries in the sample (Italy, Spain, Portugal, Ireland, and Greece). The time period from 2000 to 2019 is considered. The research is aimed at providing robust estimates of the long-term relationship between the real exports of these countries and the selected explanatory variables using panel data analysis. The coefficients of the cointegration export equation were estimated using the FMOLS and DOLS estimators. Using the FMOLS estimator, the estimated coefficient of the real effective exchange rate is negative (-0.80) and of the variable foreign demand is positive (2.25). The coefficient of the real effective exchange rate confirms the fact that, from the point of view of the eurozone peripheral members, the overestimated real value of the euro has a disincentive effect on their real exports. The estimated coefficient of foreign demand suggests that the real export of goods and services (volumes) of the eurozone peripheral members increases by 2.25% when the real GDP of the EU increases by 1%. The real export elasticity of the eurozone periphery countries is higher for foreign demand (income elasticity) than for relative price changes (price elasticity). Reductions in wages and prices in peripheral countries have led to redistributive effects in favor of the core.

**Keywords:** export, real effective exchange rate, foreign demand, net FDI inflow, cointegration, exports equation

JEL Classification: E32, F32, F41, F44