

Ekonomski horizonti



Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
ISSN 1450-863X

2026 28 (2)

Obradović, S.

Mulska, O.

Leshchukh, I.

Bil, M.

Baranyak, I.

Lukić, V.

Popović, S.

Kalantzopoulos, N.

Mandilas, A.

Valsamidis, S.

Kourtidis, D.

Đurović Todorović, J.

Đorđević, M.

Ristić Cakić, M.

Kalaš, B.

Bjekić, R.

Strugar Jelača, M.

Marić, S.

Aleksić, M.

Ekonomski horizonti



Ekonomski fakultet
Univerziteta u Kragujevcu

Izdavač

Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Kragujevac

Za Izdavača

Dekan, Milena Jakšić

Glavni i odgovorni urednik

Vladimir Mihajlović

Urednik

Nemanja Lojanica

Sekretar Uredništva

Aleksandra Stevanović

Lektor

Slobodan Rakić

Tehnički urednik

Slavoljub Radojević

Štamparija

Grafika Galeb, Niš

Tiraž - 50

.....
Časopis se referiše u bazama:

**SCOPUS, EconLit, Cabell's Directories,
EBSCO, DOAJ, Index Copernicus,
ProQuest - ABI/INFORM, Ulrich's Web**
.....

Izdavanje časopisa Ekonomski horizonti finansijski je podržalo **Ministarstvo nauke, tehnološkog razvoja i inovacija Republike Srbije**

Kontakt

Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu,
Liceja Kneževine Srbije 3, 34 000 Kragujevac; Tel. 034 303 507
www.horizonti.ekfak.kg.ac.rs horizonti@kg.ac.rs

Uredništvo

Lubica Bajzikova, Faculty of Management, Comenius University, Bratislava, Slovakia

Bastien Chabé-Ferret, Middlesex University, London, United Kingdom

Danijela Despotović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Marija Džunić, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu, Republika Srbija

Angappa Gunasekaran, University of Massachusetts, Dartmouth, USA

Nebojša Gvozdenović, Ekonomski fakultet u Subotici Univerziteta u Novom Sadu

Harald Hagemann, University Hohenheim, Germany

Nebojša Janićijević, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, Republika Srbija

Svenn Are Jenssen, Bodo Graduate School of Business, University of Nordland, Bodø, Norway

Nemanja Karapavlović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Republika Srbija

Kyriaki Kosmidou, School of Economics, Aristotle University of Thessaloniki, Greece

Davorin Kračun, Faculty of Economics and Business, University of Maribor, Maribor, Slovenia

Paweł Lula, Cracow University of Economics, Cracow, Poland

Srđan Marinković, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu, Republika Srbija

Pece Nedanovski, Faculty of Economics, University of Skopje, Skopje, Northern Macedonia

Goran Putnik, University of Minho, Guimarães, Portugal

Dragana Rejman Petrović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Republika Srbija

Tomasz Rojek, Cracow University of Economics, Faculty of Management, Cracow, Poland

Matthew Todd Royle, Langdale College of Business, Valdosta State University, Georgia, USA

Dejan Spasić, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, Republika Srbija

Vladimir Stančić, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Republika Srbija

Dejana Zlatanović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Republika Srbija

Andreas Zins, Department of Tourism and Hospitality Management, Vienna University of Economics and Business Administration, Wien, Austria

ČASOPIS IZLAZI TRI PUTA GODIŠNJE - u aprilu, avgustu i decembru

ISSN 1450-863X

eISSN 2217-9232

UDC 33

COBISS.SR-ID 158022663

Ekonomski horizonti



Ekonomski fakultet
Univerziteta u Kragujevcu

SADRŽAJ

Volumen 28 Sveska 2

Maj - Avgust 2026.

UVODNIK

Vladimir Mihajlović 101-102.

IZVORNI NAUČNI ČLANCI

Vojni izdaci, politička stabilnost i ekonomski rast u zemljama Zapadnog Balkana

Saša Obradović 103-116.

doi:10.5937/ekonhor2602103O

Ukraine's socio-economic resilience in the face of shocks: Spatial and temporal modeling

Olha Mulska, Iryna Leshchukh, Mariana Bil and Ihor Baranyak 117-136.

doi:10.5937/ekonhor2602117M

Pasivne kamatne stope u transmisionom mehanizmu monetarne politike u dvovalutnom monetarnom sistemu: Slučaj Srbije

Velimir Lukić i Svetlana Popović137-157.

doi:10.5937/ekonhor2602137L

Understanding the key drivers of non-performing loans in Greece

Nikolaos Kalantzopoulos, Athanasios Mandilas, Stavros Valsamidis and Dimitrios Kourtidis159-178.

doi:10.5937/ekonhor2602159K

Razumevanje razlike između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit preduzeća: Uloga poreskih podsticaja u zemljama OECD-a

Jadranka Đurović Todorović, Marina Đorđević, Milica Ristić Cakić i Banimir Kalaš179-192.

doi:10.5937/ekonhor2602179D

Od poverenja u lidera do boljih ishoda liderstva: Medijatorna uloga psihološkog osnaživanja

Radmila Bjekić, Maja Strugar Jelača, Slobodan Marić i Marko Aleksić 193-207.

doi:10.5937/ekonhor2602193B

ZAHVALNICA RECEZENTIMA

Vladimir Mihajlović 209-211.



UVODNIK

Sveska 2 Volumen 28 Godište 2026 naučnog časopisa *Ekonomski horizonti*, nakon sprovedenog dvostruko anonimnog recenzentskog postupka, sadrži šest izvornih naučnih članaka i Zahvalnicu recenzentima rukopisa dostavljenih Uredništvu Časopisa u 2025. godini.

Tematska raznovrsnost radova objavljenih u ovom broju Časopisa potvrđuje da savremena ekonomska istraživanja sve više prevazilaze granice pojedinačnih disciplina, povezujući makroekonomske, finansijske, institucionalne i organizacione perspektive u nastojanju da pruže odgovore na složene razvojne izazove. Autori priloga analiziraju pitanja od posebnog značaja za kreatore ekonomskih politika, finansijske institucije, poslovne organizacije i akademsku zajednicu, oslanjajući se na savremene metodološke pristupe i relevantne empirijske dokaze.

Rad autora *Saše Obradovića* razmatra odnos vojnih izdataka i ekonomskog rasta u zemljama Zapadnog Balkana. Polazeći od činjenice da su ove zemlje tokom poslednjih decenija nastojale da istovremeno očuvaju političku stabilnost i ubrzaju privredni razvoj, autor primenom panel ARDL-PMG modela i metode potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata pokazuje postojanje pozitivnog dugoročnog uticaja vojnih izdataka na ekonomski rast. Dobijeni rezultati pružaju novu empirijsku osnovu za razmatranje uloge ulaganja u sektor odbrane u kontekstu razvojnih politika zemalja Zapadnog Balkana.

Autori *Olha Mulska, Iryna Leshchukh, Mariana Bil i Ihor Baranyak* istražuju društveno-ekonomsku otpornost ukrajinskih regiona na višestruke krizne šokove,

uključujući društveno-političku krizu iz 2014. godine, pandemiju COVID-19 i posledice ruske invazije. Primenom sveobuhvatnog metodološkog okvira baziranog na kombinaciji vremenskih i prostornih kompozitnih indikatora autori procenjuju regionalne gubitke, kapacitete oporavka i adaptivne potencijale, ukazujući na izražene razlike između regiona. Rezultati potvrđuju da dugoročna otpornost zavisi ne samo od sposobnosti prevazilaženja neposrednih posledica krize, već i od jačanja institucionalnih, demografskih i razvojnih kapaciteta, što predstavlja važan doprinos razumevanju procesa posleratnog ekonomskog oporavka.

U radu *Velimira Lukića i Svetlane Popović* razmatra se prenos (transmisija) monetarne politike na pasivne kamatne stope u uslovima visokog stepena evroizacije finansijskog sistema Republike Srbije. Autori pokazuju da postoje značajne razlike između transmisije na dinarske i devizne depozitne kamatne stope, pri čemu rezultati ukazuju na snažniju povezanost kamatnih stopa na devizne (evro) depozite sa kretanjima u evrozoni. Nalazi istraživanja doprinose boljem razumevanju specifičnosti monetarne transmisije u malim otvorenim ekonomijama sa izraženom evroizacijom.

Nikolaos Kalantzopoulos, Athanasios Mandilas, Stavros Valsamidis i Dimitrios Kourtidis analiziraju determinante nekvalitetnih kredita u grčkom bankarskom sektoru tokom i nakon finansijske krize. Koristeći obiman skup makroekonomskih i bankarskih pokazatelja, autori potvrđuju snažnu povezanost kvaliteta kreditnog portfolija i makroekonomskog okruženja. Istraživanje ukazuje da održiv oporavak bankarskog sistema zahteva istovremeno unapređenje makroekonomskih performansi i rešavanje strukturnih uzroka nastanka

* Korespondencija: V. Mihajlović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Liceja Kneževine Srbije 3, 34000 Kragujevac, Republika Srbija; e-mail: vmihajlovic@kg.ac.rs

nekvalitetnih kredita, pri čemu zaključci prevazilaze nacionalni okvir i otvaraju prostor za šira istraživanja na nivou evrozone.

Jadranka Đurović Todorović, Marina Đorđević, Milica Ristić Cakić i Branimir Kalaš bave se jednim od aktuelnih pitanja savremene poreske politike - razlikama između zakonske i efektivne stope poreza na dobit preduzeća u zemljama OECD-a. Analiza u radu pokazuje da poreski podsticaji imaju presudnu ulogu u oblikovanju efektivnog poreskog opterećenja, potvrđujući postojanje statistički značajnih razlika između dve stope u posmatranom periodu. Nalazi istraživanja pružaju korisne smernice za unapređenje transparentnosti poreskih sistema i efikasnije oblikovanje poreske politike.

Polazeći od činjenice da poverenje predstavlja temelj uspešnog liderstva, autori *Radmila Bjekić, Maja Strugar Jelača, Slobodan Marić i Marko Aleksić* ispituju ne samo direktnu vezu između poverenja u lidera i ishoda liderstva, već i medijatornu ulogu psihološkog osnaživanja zaposlenih u tom odnosu. Primenom PLS-SEM metoda potvrđeno je da poverenje u lidera pozitivno utiče na ishode liderstva, pri čemu psihološko osnaživanje predstavlja značajan mehanizam kojim se taj uticaj dodatno ostvaruje. Rad daje doprinos razumevanju uloge poverenja i psihološkog osnaživanja u savremenom liderstvu, istovremeno ukazujući na njihov značaj za unapređenje organizacionih performansi i razvoj efektivnijih liderskih praksi, posebno u poslovnom okruženju zemalja u razvoju.

Posmatrani zajedno, radovi objavljeni u ovom broju Časopisa ukazuju na širok spektar izazova sa kojima se suočavaju savremene ekonomije - od pitanja bezbednosti, otpornosti i održivog razvoja, preko monetarne i poreske politike, do stabilnosti finansijskog sistema i unapređenja organizacionih performansi. Njihova zajednička karakteristika jeste oslanjanje na rigorozne empirijske analize i savremene istraživačke metodologije, čime daju vredan doprinos razvoju ekonomske nauke i pružaju korisne implikacije za nosioce ekonomskih politika i poslovnu praksu.

Sveska 2 Volumen 28 Godište 2026 sadrži Zahvalnicu recenzentima rukopisa podnetih Uredništvu Časopisa u 2025, od kojih su oni koji su pozitivno ocenjeni u dvostruko anonimnom recenzentskom postupku publikovani u Časopisu kao izvorni naučni i pregledni članci. U ime Uredništva Časopisa i u svoje ime zahvaljujem autorima priloga koji su objavljeni u Svesci 2 Časopisa. Istovremeno, posebnu zahvalnost dugujemo recenzentima koji su, svojim konstruktivnim i kritičkim komentarima i sugestijama autorima podnetih priloga, doprineli podizanju nivoa kvaliteta publikovanih članaka.

Izdavanje časopisa *Ekonomski horizonti* finansijski je podržalo Ministarstvo nauke, tehnološkog razvoja i inovacija Republike Srbije, Rešenje broj: 451-03-488/2026-03/2 od 16.04.2026. godine.

Glavni i odgovorni urednik
Vladimir Mihajlović

Vladimir Mihajlović je vanredni profesor na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu, gde je doktorirao u naučnoj oblasti Opšta ekonomija i privredni razvoj. Glavne oblasti njegovog naučnog istraživanja odnose se na razvoj ekonomske misli, makroekonomsku analizu i modeliranje, i tržište rada.

Izvorni naučni članak

UDK: 355:330.3(497)
doi:10.5937/ekonhor2602103O

VOJNI IZDACI, POLITIČKA STABILNOST I EKONOMSKI RAST U ZEMLJAMA ZAPADNOG BALKANA

Saša Obradović*

Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Republika Srbija

Zemlje Zapadnog Balkana puno su uložile u cilju postizanja mira, uspostavljanja političke stabilnosti i održivog ekonomskog rasta. Cilj ove studije je da empirijskom analizom proceni uticaj vojnih izdataka na ekonomski rast u panelu 5 zemalja Zapadnog Balkana koji pokriva period 2001-2022. U istraživanju se koristi model autoregresionog rasporeda docnji (ARDL-PMG) kako bi se procenili kratkoročni i dugoročni odnosi varijabli od interesa. Pored toga, primenjuje se metoda potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata da bi se obezbedila pouzdanost nalaza. Identifikovana je pozitivna veza vojnih izdataka i ekonomskog rasta. Rezultati snažno ukazuju na to da vojni izdaci jesu korisni po ekonomski rast. Empirijski nalazi studije pružaju podršku stavu da kreatori politike treba da uvećaju ulaganja u vojno odbrambeni sektor, kako bi doprineli ekonomskom rastu.

Ključne reči: vojni izdaci, ekonomski rast, panel, Zapadni Balkan, ARDL-PMG

JEL Classification: C50, H56,011

UVOD

Proučavanje ekonomskih i društvenih uticaja vojnih izdataka i političkih rizika i dalje je fascinantno i važno polje istraživanja u oblasti ekonomike odbrane. Jedno od osnovnih pitanja svake države, bez obzira na njenu razvijenost, jeste kako očuvati bezbednost zemlje i izvršiti optimalnu alokaciju resursa za vojne namene. To privlači značajnu pažnju političara, ekonomista, vojnih i bezbednosnih struktura, kao i istraživača u oblasti ekonomike odbrane i bezbednosti. Prema tradicionalnom rezonovanju, vojna i bezbedonosna

ulaganja predstavljaju finansijski teret i opterećenje, pre svega za nedovoljno razvijene ekonomije. Uvek postoji mogućnost nesrazmerne alokacije resursa, sa većim naglaskom na podizanje borbene gotovosti i odbrambena ulaganja u odnosu na ulaganja u obrazovanje, zdravstvo ili aktivnosti istraživanja i razvoja. Ovi sektori koji obuhvataju ulaganja u humani kapital su ključni za dugoročni ekonomski rast i stvaraju osnovu za društveno-ekonomski razvoj.

Široko prihvaćen stav je da u nestabilnom regionu, pa tako i na Zapadnom Balkanu, neke od država dodeljuju uvećane delove svojih ograničenih ekonomskih resursa za neproduktivnu namenu u vidu ulaganja u vojsku i bezbednost. U nedostatku međunarodne saradnje za ublažavanje političkog

* Korespondencija: S. Obradović, Univerzitet u Kragujevcu, Ekonomski fakultet, Liceja Kneževine Srbije, 34000 Kragujevac, Republika Srbija; e-mail: sobradovic@kg.ac.rs

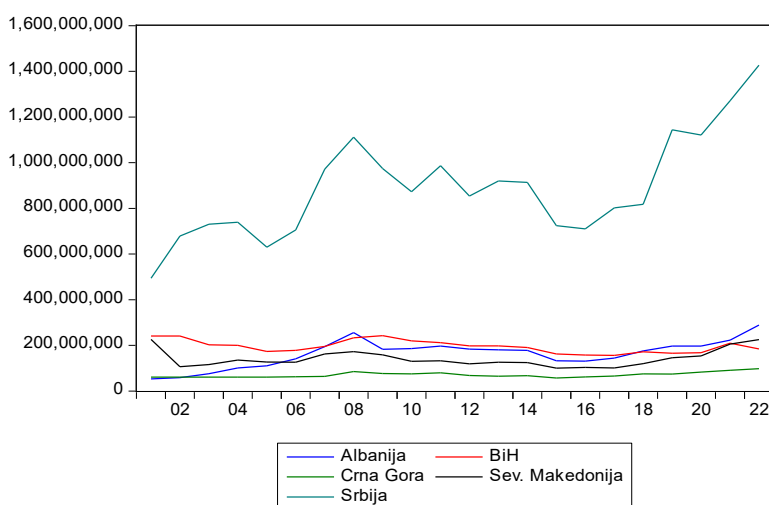
pritiska, vojni izdaci mogu eskalirati unutar Balkana, jer svaka zemlja teži da nadmaši svoje susede, kako bi zaštitila svoju bezbednost, što rezultira sveukupnim povećanjem regionalnih izdataka u svrhu odbrane, sa diversifikovanim uticajem na ukupnu bezbednost. Postoje različiti mehanizmi preko kojih povećani vojni izdaci mogu imati uticaj na performanse ekonomskog rasta. Svako inicijalno povećanje izdataka za odbranu i bezbednost potencijalno smanjuje tekuće resurse, koji se izdvajaju za druge namene u domaćoj ekonomiji. Primarni ekonomski ciljevi i nerazvijenih i razvijenih zemalja su postizanje dugoročno održivog ekonomskog rasta i prosperiteta.

Postoji značajan obim istraživanja o ekonomskim implikacijama vojnih izdataka. Međutim, ne postoji konsenzus o tome da li su vojni izdaci korisni ili štetni za ekonomski rast. Jedan od stavova od kojeg treba poći u literaturi jeste kejnzijansko gledište, po kojem se vojni izdaci opravdano tretiraju kao deo državnih izdataka. Državni izdaci su deo agregatne tražnje koju vlada može svojim merama stimulisati u kratkoročnoj determinaciji dohotka (Obradović & Lojanica, 2019). Neka relativno novija istraživanja su dosledno pronalazila dokaze, koji su u skladu sa kejnzijanskom perspektivom o pozitivnom uticaju vojnih izdataka na ukupni output zemlje (Khalid & Noor, 2018; Raju & Ahmed, 2019).

Slika 1 prikazuje analizu kretanja vojnih izdataka u zemljama zapadnog Balkana. Vojni izdaci su iskazani u tekućoj vrednosti američkih dolara. Analiza trenda ukazuje na znatan porast izdataka i znatno veće izdatke za odbranu od 2001. do 2022. godine u slučaju Srbije. Postoji konzistentno održivi udeo izdvajanja kod svih ostalih zemalja, koji je u blagom porastu tokom početka ove decenije.

Primarni cilj ove studije je analiza i kvantifikacija efekata vojnih izdataka na ekonomski rast u zemljama Zapadnog Balkana. Pretpostavljeno je da sve zemlje uzorka poseduju uporedive karakteristike. Ova studija doprinosi rastućem broju istraživanja o uticaju izdataka za odbranu na ekonomski rast, na nekoliko načina. Istraživanjem se ispituje uticaj vojnih izdataka i političke (ne)stabilnosti u odnosu na ekonomske performanse za grupu od 5 zemalja koje nisu članice EU, gde je došlo do značajnog rasta vojnih izdataka tokom perioda koji je predmet istraživanja. Dosadašnja istraživanja nisu analizirala grupu evropskih zemalja koje nisu članice EU primenom ovog metodološkog pristupa.

U studiji je korišćena panel ARDL-PMG tehnika i implementirana je metodologija testova jediničnih korena, kako bi se osigurala pouzdanost i tačnost rezultata. Pored toga, koristi se metod modifikovanih



Slika 1 Kretanje vojnih izdataka u periodu 2001-2022. u zemljama Zapadnog Balkana

najmanjih kvadrata da bi se identifikovale veze između varijabli. Ovaj model se koristi kako bi se sprečile bilo kakve potencijalne greške u specifikaciji jednačina od značaja. Na kraju, ova studija predstavlja pokušaj da se temeljno razume kompleksna situacija na Balkanu iz jednog drugog ugla. Stoga se nedostatak informacija nastoji prevazići ovim istraživanjem, čime se proširuje korpus znanja o uticaju vojnih izdataka na ekonomski rast. Predmet ovog istraživanja jeste ispitivanje uticaja vojnih izdataka na ekonomski rast u zemljama Zapadnog Balkana, sa posebnim fokusom na identifikaciju dugoročnih i kratkoročnih efekata u periodu 2001-2022. godine. Hipoteze koje se testiraju u radu su:

H1: Vojni izdaci imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na ekonomski rast u zemljama Zapadnog Balkana, posebno u dugom roku.

Pomoćna H1: Postoji dugoročna ravnotežna (kointegraciona) veza vojnih izdataka i ekonomskog rasta.

Pomoćna H2: Uticaj vojnih izdataka na ekonomski rast razlikuje se u kratkom i dugom roku.

Pomoćna H3: Politička stabilnost ima pozitivan i statistički značajan uticaj na ekonomski rast.

Ostatak rada je strukturiran na sledeći način. Nakon pregleda literature, treći deo se fokusira na praktičan pristup i tehnike analize podataka, uz nalaze dobijene empirijskim istraživanjem i naknadnom analizom i interpretacijom. Poslednji odeljak sadrži zaključna razmatranja istraživanja.

PREGLED LITERATURE

Veliki broj istraživanja je do sada sproveden, kako bi se empirijski potvrdila uzajamna veza između varijabli od interesa, kroz korišćenje različitih modela, uzoraka zemalja i perioda podataka. Različite vrste državnih izdataka imaju različite efekte na ekonomski rast. Javna infrastruktura, aktivnosti istraživanja i razvoja,

kao i obrazovanje se obično smatraju javnim dobrima koja pozitivno doprinose ekonomskom rastu, što je u skladu sa endogenim teorijama rasta (Aschauer, 1989; Barro, 1990; Morrison & Schwartz, 1996). Nasuprot tome, postoji i hipoteza da neki državni izdaci sa povećanjem, posebno u neproizvodnim oblastima, dovode do smanjenja rasta outputa. S. Devarajan, V. Swaroop i H. F. Zou (1996) su sprovedli studiju za modeliranje odnosa između različitih komponenti državnih izdataka, uzimajući u obzir njihov početni udeo. Ustanovili su pozitivnu korelaciju između tekuće državne potrošnje i ekonomskog rasta. Takođe su pokazali da su komponente materijalnog kapitala državnih izdataka imale negativan uticaj. Iako teorija naglašava važnost produktivnih državnih ulaganja u postizanju stabilne stope rasta privrede, neki dokazi ne potvrđuju ovu vezu. Ovu hipotezu podržavaju i zapažanja G. Glomm i B. Ravikumar (1997). Prema S. Deger i S. Sen (1995), ako je mali udeo izdataka za vojsku, moguće je imati koristi, koje prevazilaze troškove i rezultiraju pozitivnim uticajem na stopu rasta.

Vojni izdaci imaju značajan uticaj na ekonomski rast putem različitih mehanizama. Studija koju su sprovedli O. R. Lobont, O. R. Glont, L. Badea i S. Vatavu (2019) je utvrdila da vojni izdaci imaju nekoliko korisnih uticaja na kapital, rad, ekonomski rast i efikasno korišćenje postojećih resursa. H. S. Atesoglu (2002) je otkrio snažnu i pozitivnu korelaciju između vojnih izdataka i ukupne proizvodnje u ekonomiji Sjedinjenih Američkih Država između 1947. i 2000. godine. C. Borch i M. Wallace (2010) su pokazali da su savezne države SAD sa višim nivoom vojnih izdataka bile otpornije na negativne efekte ekonomskog pada u poređenju sa državama koje su izdvajale manje sredstava za odbranu, na uzorku od 49 saveznih država SAD u periodu od 1977. do 2004. godine. Kada dođe do smanjenja agregatne tražnje u poređenju sa očekivanom ponudom, povećanje vojnih ulaganja generalno dovodi do većeg iskorišćenja kapaciteta, povećane profitabilnosti, a potom i do poboljšanja investicija i ukupne proizvodnje (Faini, Annez & Taylor, 1984). M. A. Khalid i Z. M. Noor (2018) su utvrdili da postoji direktna pozitivna povezanost između vojnih izdataka i ekonomskog rasta u šezdeset sedam zemalja u razvoju od 2002. do 2010. godine. J.

Malizard (2010) je otkrio recipročnu vezu između vojnih izdataka i ekonomskog rasta u Francuskoj od 1960. do 2008. M. R. Farzanegan (2014) je pronašao dokaze da su vojni izdaci imali blagotvoran efekat na ekonomski rast u Iranu od 1959. do 2007. U svojoj empirijskoj studiji, P. K. Narayan i B. Singh (2007) su potvrdili da troškovi odbrane uzročno povezani sa izvozom, a izvoz sa nacionalnim dohotkom. Ovo sugerise da izdaci za odbranu indirektno utiču na nacionalni dohodak u kratkom roku. Empirijska analiza koju su sproveli J. Yildirim, S. Sezgin i N. Öcal (2005) pokazuje da vojni izdaci imaju pozitivan uticaj na nacionalni BDP zemalja Bliskog Istoka i Turske tokom perioda 1989-1999.

Sa druge strane, povećani vojni izdaci mogu imati tendenciju smanjenja ekonomske produktivnosti, jer preusmeravaju više prihoda na pokriće troškova vezanih za vojsku. Suprotno osnovnoj hipotezi, deo literature polazi od pretpostavke da vojni izdaci mogu imati negativan efekat na ekonomski rast usled efekta istiskivanja, što predstavlja alternativni teorijski okvir. R. Faini *et al* (1984) su otkrili da su zemlje sa većim vojnim opterećenjem imale sporiji ekonomski rast između 1952. i 1970. Konkretno, povećanje vojne potrošnje od 10% rezultiralo je gubitkom od 0,13% u godišnjem ekonomskom rastu. Ovo primorava vladu da poveća poreze ili pozajmi novac sa tržišta kapitala, kako bi održala budžet pod kontrolom. Ova alternativa je štetna po ekonomski razvoj, jer dovodi do povećanja kamatnih stopa, pada investicija, tražnje potrošača i usporava ekonomski rast (Borch & Wallace, 2010). C. Shaaba Saba i N. Ngépah (2019) su otkrili uzročno-posledičnu vezu između vojnih izdataka i ekonomskog rasta u 35 afričkih zemalja u periodu 1990-2015. Istraživači su ustanovili sledeće obrasce: (i) nije postojala uzročno-posledična veza u sedam nacija; (ii) u dve zemlje, postojala je jednosmerna uzročnost od vojnih izdataka do ekonomskog rasta; (iii) u 14 zemalja postojala je jednosmerna veza od ekonomskog rasta do izdataka za odbranu; (iv) u 12 zemalja je postojala dvosmerna veza između odbrambenih ulaganja i ekonomskog rasta. Ukratko, GMM metodom ukazano je da vojni izdaci imaju značajan negativan uticaj na ekonomski rast u Africi.

U studiji C. C. Lee i S. T. Chen (2007), analizira se dugoročna kauzalnost između izdataka za odbranu i nacionalnog BDP-a koristeći panel podatke za 62 zemlje koje nisu članice OECD-a od 1988. do 2003. godine. U ovim zemljama je utvrđena bidirekciona kauzalnost između posmatranih varijabli. Slično tome, istraživanje koje je sproveo J. P. Dunne (2000) pokazuje da vojni izdaci ne utiču pozitivno na ekonomski rast. Ustvari, veća je verovatnoća da će imati negativan efekat. U svojoj studiji, G. D'Agostino, J. P. Dunne i L. Pieroni (2017) su otkrili značajnu negativnu povezanost između vojnih ulaganja i ekonomskog rasta u velikom panelu zemalja između 1970. i 2014. godine. T. Klein (2004) u svom empirijskom istraživanju, pokazuje da vojni rashodi imaju štetan uticaj na stopu rasta Perua od 1970. do 1996. godine. S. Abu-Bader i A. S. Abu-Qarn (2003) su utvrdili da vojni troškovi ometaju ekonomski rast, dok civilni troškovi imaju blagotvoran efekat na rast u Egiptu, Izraelu i Siriji tokom perioda 1975-1998, 1967-1998, i 1973-1998. godine. H. C. Chang, B. N. Huang i C. W. Yang (2011) su otkrili da vojni izdaci imaju štetan uticaj na ekonomski rast u zemljama sa niskim prihodima. Ovaj nalaz je primećen na uzorku od 90 zemalja u periodu 1992-2006. U studiji koju je sproveo S. Deger (1986), otkriveno je da vojni rashodi imaju negativan uticaj na ekonomski rast i razvoj u grupi od 50 zemalja u razvoju, između 1965. i 1973. godine. Stoga, nema u potpunosti jasnih dokaza koji bi ukazivali na to da odbrambena ulaganja odnosno izdaci ovog tipa, doprinose ekonomskom rastu. Ovo sugerise da razoružanje može predstavljati priliku za povećanje ekonomskog učinka.

METODOLOGIJA I STRATEGIJA PROCENE

Ovo istraživanje koristi kao osnov jednačinu rasta koju je predložio R. M. Solow (1956). Jednačina uključuje materijalni kapital i rad kao inpute za formatiranje agregatne proizvodne funkcije. Solow model uključuje tri inputa: kapital (K), rad (L) i ukupnu faktorsku produktivnost (A) i output (Y). Vojni izdaci su uključeni u jednačinu rasta empirijskog modela, kao što je to slučaj i u prethodnoj studiji J. P. Dunne i N. Tian (2013). Proizvodnja u ekonomiji

se ostvaruje korišćenjem određenih količina rada, kapitala i ukupne faktorske produktivnosti, u okviru koje se mogu obuhvatiti različiti faktori, od tehničkog progresa do institucionalnog kvaliteta sistema. Model se, u osnovnoj formi, može izraziti na sledeći način:

$$Y = F(MiEx, Empl, PoSt) \quad (1)$$

U ovoj studiji korišćen je multivarijantni model kako bi se empirijski ispitao uticaj vojnih izdataka izraženih u tekućim američkim dolarima (MiEx), zajedno sa kontrolnim varijablama - zaposlenošću u odnosu na ukupnu populaciju (Empl) i indeksom političke stabilnosti (PoSt) - na ekonomski rast, meren bruto domaćim proizvodom po glavi stanovnika (GDP), u zemljama Zapadnog Balkana (Srbija, Crna Gora, Bosna i Hercegovina, Severna Makedonija i Albanija). Podaci su preuzeti sa sajta Svetske Banke za period 2001-2022 (World Bank, 2024). Opis varijabli je prikazan u Tabeli 1.

Prethodne studije, poput onih koje su sprovedi J. P. Dunne i E. Nikolaidou (2012), O. R. Lobont *et al* (2019) i R. K. Mohanty, S. Panda i B. Bhuyan (2020) takođe su koristile slične modele rasta koji uključuju vojne izdatke kao aproksimaciju odbrambenih ulaganja. Multivarijantna regresiona jednačina korišćena u ovoj studiji može se predstaviti na sledeći način:

$$\ln GDP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{mi} \ln MiEx_{i,t} + \alpha_{st} \ln PoSt_{i,t} + \alpha_{qt} \ln Empl_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

U jednačini, pored zavisne i nezavisnih varijabli, α označava konstantni član i koeficijente, dok $\ln$ predstavlja prirodni logaritam, $\varepsilon_{i,t}$ je slučajna greška, dok i i t uzimaju vrednosti od 1 do 5, odnosno, od 1 do 22. U radu se primenjuju dva osnovna metodološka postupka analize i to: autoregresioni raspored docnji i tehnika najmanjih kvadrata.

M. H. Pesaran, Y. Shin i R. P. Smith (1999) su uveli analitički model autoregresionog modela sa rasporedom docnji (ARDL) u okviru pristupa objedinjene srednje grupe u formi modela korekcije greške, kao novi test kointegracije. M. H. Pesaran *et al* (1999) su utvrdili da se panel ARDL metoda može koristiti za varijable sa različitim nivoima integracije, bilo da su integrisane reda I(0) ili reda I(1). Ovako strukturiran model proizvodi pouzdane koeficijente, čak i u prisustvu endogenosti. To je zato što model obuhvata zaostale vrednosti zavisne i nezavisnih promenljivih.

$$\ln GDP_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=i}^p \alpha_{pi} \ln GDP_{i,t-j} + \sum_{j=i}^q \alpha_{qi} \ln EMPL_{i,t-j} + \sum_{j=i}^m \alpha_{mi} \ln MiEx_{i,t-j} + \sum_{j=i}^s \alpha_{si} \ln PoSt_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Ova studija koristi panel ARDL pristup za istraživanje dugoročne veze varijabli od interesa. Pored toga, model se koristi za procenu uticaja vojnih izdataka na ekonomski rast. Model korekcije grešaka pruža uvid u mehanizam prilagođavanja ka dugoročnoj ravnoteži u okviru modela. Ovakav pristup ima prednost korišćenja kompaktne jednačine (3), za razliku od alternativnih metoda kointegracije. ARDL pristup je posebno koristan za analizu kratkoročnih i dugoročnih dinamika u jedinstvenom okviru. On omogućava ispitivanje reakcije varijabli na iznenadne promene u kratkom roku, uz istovremeno modeliranje dugoročne ravnotežne veze između njih. ARDL model se može opisati log-linearnim oblikom, gde su Δ i ε , operator prve diference i izraz za tzv. beli šum, respektivno. Koeficijent ecm (β) otkriva koliko brzo promenljive dostižu ravnotežu i mora imati statistički značajnu vrednost da bi postojala dugoročna veza.

Tabela 1 Opis varijable

Skraćenica	Varijabla	Detalji	Izvori (2024)
GDP	Ekonomski rast	BDP <i>per capita</i> (u američkim dolarima, tekuće cene)	WDI (Svetski razvojni indikatori, 2024)
Empl	Zaposlenost	Racio zaposlenosti, 15+, ukupno (%)	
MiEx	Vojni izdaci	Vojni izdaci (u američkim dolarima, tekuće cene)	
PoSt	Politička stabilnost	Politička stabilnost i odsustvo nasilja/terorizma	WGI (Svetski indikatori upravljanja, 2024)

Izvor: Autor

Jednačina može biti specifikovana na sledeći način:

$$\begin{aligned} \Delta \ln GDP_{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{j=i}^p \alpha_{pi} \Delta \ln GDP_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=i}^q \alpha_{qi} \Delta \ln EMPL_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=i}^m \alpha_{mi} \Delta \ln MiEx_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=i}^s \alpha_{si} \Delta \ln PoSt_{i,t-j} + \beta_{ecm} e_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

Kao dodatna ekonometrijska verifikacija korišćeni su potpuno modifikovani jednostavni najmanji kvadrati (FMOLS), kojima se pružaju brojne prednosti u poređenju sa alternativnim ekonometrijskim metodologijama, posebno kada se koriste za analizu vremenskih serija i procenu dugoročnih veza. Metod FMOLS-a su prvobitno kreirali P. C. Phillips i B. E. Hansen (1990), a kasnije ga je usavršio P. Pedroni (1999) da bi bio primenljiv na podatke panela. Ova metoda predstavlja robusnu strategiju za analizu povezanih varijabli, jer uzima u obzir endogenost regresora i omogućava konzistentne procene dugoročnih koeficijenata. Pored toga, obezbeđuje efikasne i pouzdane procene, pri čemu minimizuje pristrasnost koja može nastati usled simultanosti u procesu kointegracije. Na taj način omogućava preciznu procenu dugoročne ravnotežne veze između varijabli. Posebno je značajna zbog svoje efikasnosti u

uslovima malih uzoraka, kao i zbog sposobnosti da umanjuje distorzije procena izazvane autokorelacijom u podacima.

DISKUSIJA REZULTATA

U Tabeli 2 prikazana je sažeta deskriptivna statistika panelnih podataka. Rezultati korelacione analize takođe su prikazani u donjem delu tabele. Rezultati pokazuju da se distribucije svih analiziranih varijabli ne razlikuju značajno od normalne distribucije, što potvrđuju vrednosti *Jarque-Bera* statistike. Korelaciona analiza otkriva da postoji negativna veza između vojnih izdataka i političke stabilnosti. Nasuprot tome, uočena je pozitivna povezanost između stope zaposlenosti i ekonomskog rasta, kao i između vojnih izdataka i osnovnih faktora proizvodne funkcije. Rezultati korelacione analize ne ukazuju na postojanje problema multikolinearnosti među analiziranim varijablama.

Pre primene osnovnih metodoloških postupaka analize panelnih podataka od suštinskog značaja je određenje i razumevanje integracionih svojstava posmatranih varijabli. Đ. Kotarac i Z. Popović (2025) smatraju da su testovi za proveru stacionarnosti panela neophodni, kako bi se dobili robusni rezultati. U ovom istraživanju korišćeni su panel testovi jediničnog korena prve generacije, i to: G. S. Maddala

Tabela 2 Deskriptivna statistika i korelaciona matrica varijabli

Varijable	lnGDP	lnEmpl	lnMiEx	lnPoSt
Prosek	8,434	3,703	19,098	3,605
Medijana	8,517	3,737	18,970	3,610
Maksimum	9,199	3,970	21,078	4,304
Minimum	7,155	3,367	17,790	1,945
Standardna devijacija	0,465	0,154	0,867	0,366
Jarque - Bera	13,108	6,077	10,263	46,900
Verovatnoća	0,001	0,047	0,005	0,000
lnGDP	1,000			
lnEmpl	0,257	1,000		
lnMiEx	0,129	0,136	1,000	
lnPoSt	0,523	0,356	-0,180	1,000

i S. Wu (1999), A. Levin, C.-F. Lin i C.-S. James Chu (2002) i K. S. Im, M. H. Pesaran i Y. Shin (2003). Dobijeni rezultati u pogledu stacionarnosti, prikazani su u Tabeli 3, gde je jedna varijabla stacionarna na originalnim podacima, dok su ostale stacionarne nakon prve difference.

U daljoj analizi primenjuju se T. Breusch i A. Pagan (1980) i M. H. Pesaran (2004, 2007) tehnike za procenu prisustva međuzavisnosti jedinica posmatranja u panel podacima. S obzirom na to da prisustvo međuzavisnosti jedinica posmatranja može dovesti do pristrasnih i nekonzistentnih rezultata ukoliko se zanemari, neophodno je ispitati njeno postojanje pre sprovođenja daljih ekonometrijskih analiza. Rezultati testova međuzavisnosti jedinica posmatranja prikazani su u Tabeli 4. Dobijeni nalazi pružaju snažne dokaze za odbacivanje nulte hipoteze o odsustvu međuzavisnosti jedinica posmatranja, što potvrđuju statistički značajne p-vrednosti. Prema tome, rezultati ukazuju na prisustvo međuzavisnosti jedinica posmatranja kod svih analiziranih varijabli, odnosno vojnih izdataka, stope zaposlenosti, indeksa

političke stabilnosti i bruto domaćeg proizvoda po glavi stanovnika.

CADF test primenjen je radi prevazilaženja problema koje prisustvo međuzavisnosti jedinica posmatranja može izazvati prilikom testiranja jediničnog korena (Pesaran, 2007). Rezultati panel testa jediničnog korena korišćenog u ovom istraživanju prikazani su u Tabeli 5. Dobijeni rezultati predstavljaju osnov za sprovođenje panel kointegracione analize. Nalazi pokazuju da su sve analizirane serije stacionarne nakon prve difference, što potvrđuje njihovu integrisanost reda jedan, I(1).

Kointegracioni odnos između analiziranih varijabli ispitan je primenom Kaovog testa rezidualne kointegracije i Pedroni panel testa kointegracije. Rezultati prikazani u Tabelama 6 i 7 pružaju dokaze o postojanju kointegracionog odnosa među analiziranim varijablama u zemljama Zapadnog Balkana, čime se potvrđuje hipoteza o kointegraciji. Dobijeni nalazi ukazuju na postojanje stabilne dugoročne ravnoteže između vojnih izdataka, stope

Tabela 3 Testovi jediničnog korena

Test	Varijabla	Bazni podaci		Podaci prve difference	
		Statistika	Verovatnoća	Statistika	Verovatnoća
Levin, Lin & Chu t*	lnGDP	-5,742***	0,000	.	.
	lnEmpl	1,171	0,879	-4,246***	0,000
	lnMiEx	0,711	0,761	-2,686***	0,003
	lnPoSt	0,835	0,798	-2,123**	0,016
Im, Pesaran & Shin W-stat	lnGDP	-3,302***	0,000	.	.
	lnEmpl	1,721	0,957	-3,738***	0,000
	lnMiEx	0,250	0,598	-3,130***	0,000
	lnPoSt	0,068	0,527	-5,116***	0,000
ADF - Fisher Chi-square	lnGDP	28,399***	0,001	.	.
	lnEmpl	4,929	0,895	32,521***	0,000
	lnMiEx	7,472	0,680	27,218***	0,002
	lnPoSt	6,959	0,729	43,373***	0,000
PP - Fisher Chi-square	lnGDP	64,534***	0,000	.	.
	lnEmpl	3,024	0,980	47,185***	0,000
	lnMiEx	14,673	0,144	59,386***	0,000
	lnPoSt	23,262	0,009	143,349***	0,000

Napomene: *** označava značajnost uz rizik greške 1%. ** označava značaj na 5%.

Izvor: Autor

Tabela 4 Test međuzavisnosti jedinica posmatranja

Varijabla	Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Pesaran CD
lnGDP	216,076***	46,080***	14,699***
lnEMPL	93,633***	18,701***	18,582***
lnMiEx	67,859***	12,937***	6,991***
lnPoSt	43,840***	7,566***	1,328

Napomene: *** označava značajnost uz rizik greške 1%.

Izvor: Autor

Tabela 5 Test stacionarnosti

Varijabla	CADF Statistika
lnMiEx	-2,221
lnGDP	-1,804
lnEmpl	-1,973
lnPoSt	-3,092***
Δ lnMiEx	-3,525***
Δ lnGDP	-2,993***
Δ lnEmpl	-3,174***
Δ lnPoSt	-3,517***

*** označava značajnost uz rizik greške 1%.

Izvor: Autor

zaposlenosti, indeksa političke stabilnosti i bruto domaćeg proizvoda po glavi stanovnika.

Sve varijable uključene u istraživanje su integrisane istog reda, odnosno I(1) u panelu, pri čemu nijedna varijabla nije integrisana reda dva, I(2). Ovakva struktura podataka opravdava primenu ARDL-PMG pristupa, koji predstavlja adekvatan okvir za procenu dugoročnih i kratkoročnih odnosa među varijablama. Pored toga, radi provere robusnosti rezultata, u istraživanju je primenjena i tehnika potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata (FMOLS). ARDL model sa združenom srednjom grupom omogućava analizu kako dugoročne ravnoteže, tako i kratkoročnih dinamičkih odnosa između posmatranih varijabli. Rezultati prikazani u Tabeli 8 ukazuju da pojedine objašnjavajuće varijable imaju statistički značajan uticaj na ekonomski rast zemalja Zapadnog Balkana. Generalno, rezultati ARDL analize pokazuju da je većina regresora statistički značajna, što potvrđuje empirijsku relevantnost i teorijsku prihvatljivost procenjenog modela. Koeficijenti varijabli imaju očekivane (teorijski konzistentne) znake.

Nalazi prikazani u Tabeli 8 ukazuju na postojanje pozitivne dugoročne veze između vojnih izdataka i ekonomskog rasta. Empirijski rezultati sugerisu da vojni izdaci imaju statistički značajan pozitivan uticaj na ekonomski rast u dugom roku. Koeficijent uz varijablu vojnih izdataka iznosi 0.385 i statistički

Tabela 6 Pedroni test kointegracije

Testovi	Statistika	p - vrednost	Ponderisana statistika	p - vrednost
Panel v-statistika	-0.718	0.763	-0.422	0.664
Panel rho-statistika	0.359	0.640	0.261	0.603
Panel PP-statistika	-1.542*	0.061	-1.918**	0.027
Panel ADF-statistika	-1.831**	0.033	-2.416***	0.007
Grupna rho-statistika	1.180	0.881		
Grupna PP-statistika	-2.293**	0.010		
Grupna ADF-statistika	-2.842***	0.002		

Napomene: nulta hipoteza: nema kointegracije. Pretpostavka modela: deterministički presek i trend. Izbor kašnjenja: automatski SIC sa maksimalnim kašnjenjem od tri. Koristi se izbor Newey-West propusnog opsega sa Bartlett kernelom. Upotreba zvezdica (***) označava statistički nivo odbacivanja nulte hipoteze, da nije prisutna kointegracija, uz rizik greške 1%. ** označava rizik greške 5%. * reprezentuje rizik greške od 10%.

Izvor: Autor

Tabela 7 Kao kointegracioni test

	t-statistika	p - vrednost
ADF	-4,076***	0,000
Residualna varijansa	0,010	
HAC varijansa	0,018	

Napomene: nulta hipoteza: nema kointegracije.

Pretpostavka modela: nema determinističkog trenda.

Automatski izbor kašnjenja na osnovu SIC-a sa maksimalnim kašnjenjem od tri perioda.

*** označava značajnost uz rizik greške 1%.

Izvor: Autor

je značajan na nivou od 1%. To implicira da povećanje vojnih izdataka od 1% dovodi do porasta ekonomskog rasta od približno 0.385%. Dobijeni rezultati su u skladu sa nalazima P. K. Narayan i B. Singh (2007), M. R. Farzanegan (2014) i O. R. Lobont *et al.* (2019), koji takođe identifikuju pozitivnu vezu između vojnih izdataka i ekonomskog rasta, u skladu sa kejnzijanskim pristupom. Nasuprot tome, rezultati ovog istraživanja nisu u skladu sa nalazima G. D'Agostino *et al.* (2017) i C. Shaaba Saba i N. Ngépah (2019).

Zemlje Zapadnog Balkana nailaze na brojne prepreke i moraju dati prioritet promociji ekonomskog razvitka i političkoj stabilnosti, koji zauzvrat poboljšavaju društveno blagostanje. Kada ove zemlje postignu

željeni nivo političke stabilnosti i ekonomskog rasta, onda vlade ovih država mogu i da alociraju uvećana sredstva za vojne namene. Tabela 8 jasno pokazuje da politička stabilnost nema statistički značajan uticaj na ekonomski rast. Dobijeni procenjeni koeficijent na duži rok, ukazuje da povećanje političke stabilnosti odnosno smanjenje političkog rizika, nema statistički značajan uticaj na ekonomski rast. Na drugoj strani, ratio zaposlenosti je aproksimacija rada kao faktorskog inputa u proizvodnoj funkciji, što je jedna od ključnih komponenti proizvodnog procesa. Nalazi ARDL-PMG analize pokazuju da ovaj ratio ima povoljan uticaj na dugoročni ekonomski rast. Procenjeni koeficijent iznosi 1,002 i statistički je značajan. Ovo sugerise da povećanje racia zaposlenosti za jednu jedinicu dovodi do povećanja ekonomskog rasta za 1,002%.

Nalazi prikazani u Tabeli 9 ukazuju na robusnost dobijenih rezultata, s obzirom na to da alternativne ekonometrijske metode ne daju potpuno identične, ali suštinski konzistentne procene. Rezultati metode potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata (FMOLS) potvrđuju da vojni izdaci imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na ekonomski rast zemalja Zapadnog Balkana. Ne postoje dokazi o negativnom uticaju vojnih izdataka na ekonomski rast. Svi procenjeni koeficijenti su statistički značajni i u skladu sa rezultatima dobijenim primenom ARDL-PMG

Tabela 8 ARDL-PMG rezultati; odabrani model: ARDL (1,1,1,1)

Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	p-vrednosti
Jednačina dugog roka			
LEMPL	1,002***	0,227	0,000
LMIEX	0,385***	0,101	0,000
LPOST	-0,027	0,094	0,770
Jednačina kratkog roka			
ECM t-1	-0,294***	0,092	0,002
Δ (LEMPL)	0,512***	0,138	0,000
Δ (LMIEX)	0,332***	0,049	0,000
Δ (LPOST)	0,001	0,033	0,953
C	-0,611***	0,137	0,000

Napomene: *** označava značajnost uz rizik greške 1%.

Izvor: Autor

pristupa, što dodatno potvrđuje robusnost empirijskih nalaza.

Tabela 9 Rezultati alternativne ekonometrijske tehnike

Model potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata			
Varijabla	Koeficijent	Stand. greška	p-vrednost
LEMP	1,599***	0,332	0,000
LMIEX	0,648***	0,123	0,000
LPOST	0,422***	0,117	0,000
Statistika			
R ²	0,755		
Adj. R ²	0,736		

Napomene: *** označava značaj na nivou značajnosti od 1%.

Izvor: Autor

ZAKLJUČAK

Istraživači su sprovedli brojna empirijska istraživanja kako bi analizirali odnos između vojnih izdataka i ekonomskog rasta, pri čemu rezultati prethodnih studija ne ukazuju na jednoznačan zaključak. Cilj ovog istraživanja je da se empirijski ispita uticaj vojnih izdataka, uz kontrolu drugih relevantnih varijabli, na ekonomski rast. Analiza je sprovedena na panel uzorku od pet zemalja Zapadnog Balkana koje nisu članice Evropske unije, u periodu 2001-2022., što obezbeđuje dovoljnu vremensku dimenziju za pouzdanu empirijsku analizu. Testovi jediničnog korena primenjeni su radi utvrđivanja reda integracije svake varijable na osnovu panel podataka. Rezultati ukazuju na prisustvo varijabli integrisanih reda nula i jedan, odnosno $I(0)$ i $I(1)$, što opravdava primenu panel ARDL-PMG pristupa. U cilju provere robusnosti rezultata, dodatno su primenjene tehnike potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata (FMOLS), koje omogućavaju sveobuhvatniju procenu dugoročnih odnosa i verifikaciju osnovnih nalaza.

Rezultati dugoročne jednačine ukazuju na postojanje

pozitivnog i statistički značajnog uticaja vojnih izdataka na ekonomski rast, čime se potvrđuje osnovna hipoteza istraživanja. Procenjeni koeficijent uz varijablu vojnih izdataka je pozitivan i značajan na nivou od 1%, što sugeriše da povećanje vojnih izdataka doprinosi rastu ekonomske aktivnosti u dugom roku. Negativan i statistički značajan koeficijent mehanizma korekcije greške (ECM) ukazuje na postojanje dugoročne ravnoteže između varijabli i potvrđuje brzinu prilagođavanja ka ravnotežnom odnosu, što je u skladu sa postojanjem kointegracije između vojnih izdataka i ekonomskog rasta. Na taj način potvrđuje se pomoćna hipoteza o postojanju dugoročnog odnosa između posmatranih varijabli. U kratkom roku, vojni izdaci takođe imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na ekonomski rast, ali manjeg intenziteta u poređenju sa dugoročnim efektom, što ukazuje na heterogene efekte kroz vreme i potvrđuje postojanje različitih kratkoročnih i dugoročnih dinamika. Nasuprot tome, varijabla političke stabilnosti ne pokazuje statistički značajan uticaj ni u kratkom ni u dugom roku, što implicira da njen doprinos objašnjenju ekonomskog rasta u posmatranom uzorku nije empirijski potvrđen u okviru primenjene ARDL-PMG metodologije, te odgovarajuća pomoćna hipoteza nije potvrđena.

Ukupno posmatrano, empirijski nalazi ukazuju na postojanje stabilne i pozitivne veze između vojnih izdataka i ekonomskog rasta, pri čemu je ovaj efekat izraženiji u dugom roku. Ovi rezultati su u skladu sa kejnzijanskim pristupom, prema kojem javni rashodi, uključujući vojne izdatke, mogu doprineti povećanju agregatne tražnje i ekonomskog rasta. Na osnovu ovih nalaza, jasno je da vojni izdaci imaju konzistentno pozitivan uticaj na ekonomski rast. Ovaj efekat je posebno izražen u nekim zemljama posmatranog uzorka. Ove ekonomije doživljavaju rast, tako da vlade mogu razmotriti povećanje vojnih izdataka, kako bi poboljšale vojne kapacitete i odbrambene sposobnosti. Kreatori politike ne bi trebalo da ograniče vojna ulaganja isključivo na bezbednosne ciljeve. U tom smislu, vlade mogu razmotriti optimizaciju budžetske alokacije u cilju jačanja izvoznih potencijala odbrambene industrije. Takođe, preporučuje se postepena implementacija mera uz strateški i oprezan pristup koji podržava

dugoročni ekonomski rast. Pored toga, uvećanje vojnih izdataka može verovatno značajno doprineti poboljšanju ekonomije. Stoga je imperativ ne smanjiti vojna ulaganja i istovremeno održati ulaganja u druge sektore razvoja, kao što su zdravstvo i obrazovanje.

Za buduća istraživanja preporučuje se proširenje uzorka uključivanjem zemalja članica Evropske unije koje se nalaze na prostoru Balkana. Sprovođenje komparativne regresione analize omogućilo bi upoređivanje empirijskih rezultata između različitih grupa zemalja. Takav pristup može pružiti dodatne uvide za kreatora politika u pogledu heterogenosti efekata vojnih izdataka na ekonomski rast. Na osnovu proširenog uzorka moguće je ispitati i eventualno postojanje pragova, odnosno tačaka pri kojima vojni izdaci počinju da imaju statistički značajan uticaj na ekonomski rast. Dodatno, primena alternativnih i naprednih ekonometrijskih metoda može doprineti verifikaciji i robusnosti dobijenih empirijskih nalaza.

REFERENCE

- Abu-Bader, S., & Abu-Qarn, A. S. (2003). Government expenditures, military spending and economic growth: Causality evidence from Egypt, Israel, and Syria. *Journal of Policy Modeling*, 25(6-7), 567-583. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(03\)00057-7](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(03)00057-7)
- Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90047-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0)
- Atesoglu, H. S. (2002). Defense spending promotes aggregate output in the United States-evidence from cointegration analysis. *Defence and Peace Economics*, 13(1), 55-60. <https://doi.org/10.1080/10242690210963>
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98, Part 2. <https://doi.org/10.1086/261726>
- Borch, C., & Wallace, M. (2010). Military spending and economic well-being in the American states: The post-Vietnam war era. *Social Forces*, 88(4), 1727-1752. <https://doi.org/10.1353/sof.2010.0002>
- Breusch, T., & Pagan, A. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Chang, H. C., Huang, B. N., & Yang, C. W. (2011). Military expenditure and economic growth across different groups: A dynamic panel Granger-causality approach. *Economic Modelling*, 28(6), 2416-2423. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.06.001>
- D'Agostino, G., Dunne, J. P., & Pieroni, L. (2017). Does military spending matter for long-run growth? *Defence and Peace Economics*, 28(4), 429-436. <https://doi.org/10.1080/10242694.2017.1324723>
- Deger, S. (1986). Economic development and defense expenditure. *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), 179-196. <https://doi.org/10.1086/451577>
- Deger, S., & Sen, S. (1995). Military expenditure and developing countries. In K. Hartley & T. Sandler (Eds.), *Handbook of defense economics* (Vol. 1, pp. 275-307). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0013\(05\)80013-4](https://doi.org/10.1016/S1574-0013(05)80013-4)
- Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. F. (1996). The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 313-344. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)90039-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)90039-2)
- Dunne, J. P. (2000). *The economic effects of military expenditure in developing countries*. Economics Group, Middlesex University Business School.
- Dunne, J. P., & Nikolaidou, E. (2012). Defence spending and economic growth in the EU15. *Defence and Peace Economics*, 23(6), 537-548. <https://doi.org/10.1080/10242694.2012.663575>
- Dunne, J. P., & Tian, N. (2015). Military Expenditure, Economic Growth and Heterogeneity. *Defence and Peace Economics*, 26(1), 15-31. <https://doi.org/10.1080/10242694.2013.848575>
- Faini, R., Annez, P., & Taylor, L. (1984). Defense spending, economic structure, and growth: Evidence among countries and over time. *Economic Development and Cultural Change*, 32(3), 487-498. <https://doi.org/10.1086/451402>
- Farzanegan, M. R. (2014). Military spending and economic growth: The case of Iran. *Defence and Peace Economics*, 25(3), 247-269. <https://doi.org/10.1080/10242694.2012.723160>

- Glomm, G., & Ravikumar, B. (1997). Productive government expenditures and long-run growth. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 183-204. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(95\)00929-9](https://doi.org/10.1016/0165-1889(95)00929-9)
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Khalid, M. A., & Noor, Z. M. (2018). Military expenditure and economic growth in developing countries: Evidence from system GMM estimates. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 9(2), 90-98. <https://hdl.handle.net/10520/EJC-100ae9c756>
- Klein, T. (2004). Military expenditure and economic growth: Peru 1970-1996. *Defence and Peace Economics*, 15(3), 275-288. <https://doi.org/10.1080/102426903200035101>
- Kotarac, Đ., & Popović, Z. (2025). The impact of human capital improvement on *per capita* income dynamics in the Central and Eastern European countries. *Economic Horizons*, 27(3), 221-235. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2503231K>
- Lee, C. C., & Chen, S. T. (2007). Do defence expenditures spur GDP? A panel analysis from OECD and non-OECD countries. *Defence and Peace Economics*, 18(3), 265-280. <https://doi.org/10.1080/10242690500452706>
- Levin, A., Lin, C.-F., & James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lobont, O. R., Glont, O. R., Badea, L., & Vataavu, S. (2019). Correlation of military expenditures and economic growth: Lessons for Romania. *Quality & Quantity*, 53, 2957-2968. <https://doi.org/10.1007/s11135-019-00910-9>
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Malizard, J. (2010). Causality between economic growth and military expenditure: The case of France. *Defense & Security Analysis*, 26(4), 401-413. <https://doi.org/10.1080/14751798.2010.534648>
- Mohanty, R. K., Panda, S., & Bhuyan, B. (2020). Does defence spending and its composition affect economic growth in India? *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 14(1), 62-85. <https://doi.org/10.1177/0973801019886486>
- Morrison, C. J., & Schwartz, A. E. (1996). State infrastructure and productive performance. *American Economic Review*, 86(5), 1095-1111.
- Narayan, P. K., & Singh, B. (2007). Modelling the relationship between defense spending and economic growth for the Fiji Islands. *Defence and Peace Economics*, 18(4), 391-401. <https://doi.org/10.1080/10242690600807924>
- Obradović, S., & Lojanica, N. (2019). *Makroekonomija*. Kragujevac, RS: Ekonomski Fakultet Univerziteta u Kragujevcu.
- Pedroni P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-70. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. University of Cambridge, Faculty of Economics. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Raju, M. H., & Ahmed, Z. (2019). Effect of military expenditure on economic growth: Evidences from India Pakistan and China using cointegration and causality analysis. *Asian Journal of German and European Studies*, 4, 1-8. <https://doi.org/10.1186/s40856-019-0040-6>
- Shaaba Saba, C., & Ngepah, N. (2019). Military expenditure and economic growth: Evidence from a heterogeneous panel of African countries. *Economic research-Ekonomika istraživanja*, 32(1), 3586-3606. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1674179>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

- Yildirim, J., Sezgin, S., & Öcal, N. (2005). Military expenditure and economic growth in Middle Eastern countries: A dynamic panel data analysis. *Defence and Peace Economics*, 16(4), 283-295. <https://doi.org/10.1080/10242690500114751>
- World Bank. (2024). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- World Bank. (2024). *Worldwide Governance Indicators*. <https://www.worldbank.org/en/publication/worldwide-governance-indicators/interactive-data-access>

Primljeno 23. januara 2025,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 30. aprila 2026.
Elektronska verzija objavljena 25. avgusta 2026.

Saša Obradović je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Kragujevcu. Na osnovnim akademskim studijama izvodi nastavu iz Makroekonomije i Ekonomije Evropske unije. Glavne oblasti istraživačkog interesovanja uključuju ekonomski rast, inflaciju, nezaposlenost i devizni kurs.

MILITARY EXPENDITURE, POLITICAL STABILITY AND ECONOMIC GROWTH IN THE WESTERN BALKAN COUNTRIES

Saša Obradović

University of Kragujevac, Faculty of Economics, Republic of Serbia

The Western Balkan countries have invested a lot in order to achieve peace, establish political stability and sustain economic growth. This study aims to empirically assess the impact of military expenditure on economic growth in a panel of five Western Balkan countries from 2001 to 2022. The research uses a panel autoregressive distributed lag (ARDL-PMG) model to estimate the short-run and long-run relationships between the variables of interest. In addition, the method of fully modified least squares is applied to ensure the reliability of the findings. A positive relationship was identified between military spending, and economic growth. The results strongly indicate that military expenditure is beneficial for economic growth. The empirical findings of the study provide support for the view that policymakers should increase investment in the military defense sector so as to contribute to economic growth.

Keywords: military expenditure, economic growth, panel, Western Balkans, ARDL-PMG

JEL Classification: C50, H56,011

Original scientific paper

UDC: 351.75:330(477)
doi:10.5937/ekonhor2602117M

UKRAINE'S SOCIO-ECONOMIC RESILIENCE IN THE FACE OF SHOCKS: SPATIAL AND TEMPORAL MODELING

Olha Mulska*, Iryna Leshchukh, Mariana Bil and Ihor Baranyak

*M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine,
Ukraine*

This paper aims to assess the socio-economic resilience of Ukraine's regions in the face of shocks, including the Russian Federation's invasion of Ukraine, territorial annexation, the 2014 socio-political crisis, and the 2020-2021 COVID-19 pandemic. The comprehensive methodological approach applied in this paper combines the construction of temporal and spatial composite indicators of the labor market, and social, demographic, and economic development, with the identification of shock-related losses, the recovery capacity, and the dynamics of vulnerability and recovery. The framework distinguishes between immediate losses and the long-term adaptive capacity. The empirical results show that the two major shocks (the 2014 crisis and the 2020-2021 COVID-19 pandemic) caused significant regional losses, with the deepest labor market decline in Donetska Oblast and Luhanska Oblast and higher resilience in the western and central regions. Vulnerability lasted for two to three years, while recovery exceeded four years. Overall, resilience depends not only on overcoming immediate shocks but also on strengthening demographic stability, the institutional capacity, and adaptive mechanisms to ensure sustainable postwar recovery.

Keywords: resilience, Ukraine, shocks, labor market, demographic situation, recovery

JEL Classification: O15, O20, R33

INTRODUCTION

The socio-economic resilience of regions is an existential determinant of their development, reflecting the ability of systems to respond effectively to external challenges, adapt to environmental changes, and restore stability after the impact of adverse factors. This capacity requires the creation of

mechanisms for rapid adaptation, the mobilization of resources, and their effective use to mitigate potential risks and threats, including migration. An important feature of Ukraine's socio-economic resilience in wartime conditions is the integration of economic development with the elements of migration security, which involves not only preventing the negative consequences of migration processes but also creating conditions for their effective management. Such integration ensures a more balanced response to shocks and enhances regional adaptability to new realities.

* Correspondence to: O. Mulska, M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine, Kozelnytska str., 4, Lviv, Ukraine;
e-mail: oliochka.mulska@gmail.com

The synergy between resilience and adaptability strengthens the effectiveness of regional economic policies, which allows for not only the preservation of stability but also the creation of conditions for sustainable growth, improvements in living standards, and the development of social institutions. As a result, resilient regions are capable of maintaining long-term stability and competitiveness in the context of global change. However, the current challenges of Ukraine's socio-economic development (the post-2014 military aggression, migration, pandemics, and systemic destabilization) significantly complicate the implementation of the policies aimed at building resilience. These critical periods demand the rethinking of approaches to managing socio-economic processes, introducing the modern principles and tools that would ensure resilience as a key factor of sustainable progress. In this sense, resilience is not only a condition for recovery but also a new paradigm of economic growth, oriented towards a fair distribution of benefits, the financial self-sufficiency of regions, and the accumulation of a "safety margin" for future shocks.

The subject matter of this study is the socio-economic resilience of Ukrainian regions, defined as a systemic characteristic that determines their ability to withstand, adapt to, and recover from external shocks. Resilience is examined through the interrelation of the labor market dynamics, social and demographic factors, migration processes, and the efficiency of economic development. Particular attention is paid to the response of the regional systems to military aggression, forced migration, pandemics, and macroeconomic crises.

The purpose of the article is to substantiate the conceptual and methodological foundations for assessing socio-economic resilience, measure vulnerability and recovery dynamics under the influence of shocks and identify the key determinants that form the basis for sustainable regional development in Ukraine.

The research is based on the following hypotheses:

H1: Socio-economic resilience is determined both by the degree of economic losses during a shock and by the adaptability and recovery capacities in the post-shock period.

H2: Endogenous and exogenous environmental factors can act as both catalysts and regressors of resilience and economic development, shaping the projection of shock consequences.

The study applies the conceptual framework of resilience theory, integrating the economic, social, and demographic dimensions. Methodologically, resilience is assessed through the spatiotemporal composite indicators of the labor market development, social and demographic stability, and the efficiency of economic development. The calculations consider the depth, duration, and speed of vulnerability; the depth, duration, and speed of recovery; the safety margin; and the degrees of resistance, recovery from and adaptation to shocks. This approach distinguishes between the shock vector (economic losses and immediate vulnerability) and the shock consequence vector (the long-term recovery and adaptation capacity). The empirical basis consists of the regional statistical data for the period from 2010 to 2021, supplemented with projections for the wartime and postwar periods.

LITERATURE REVIEW

The concept of resilience has become one of the key categories in modern interdisciplinary research. Originally rooted in mechanics, physics, ecology, and psychology, the term later penetrated into the discourse of disaster studies, regional economics, and social sciences. The Latin root *resiliere* ("to jump back") highlights the essence of this category, which is not limited to notions of stability or resistance but emphasizes elasticity, flexibility, and the capacity for renewal after external shocks (Haustova & Reshetnyak, 2023). This understanding has allowed resilience to evolve into a cross-cutting concept that bridges natural and social sciences.

The concept of resilience has undergone a profound evolution from its origins in the natural sciences to its present role as a central category in socio-economic analysis. Initially, resilience was understood within mechanics and physics as the property of a material

to regain its original form after deformation. Later, in ecology, it came to denote the ability of ecosystems to withstand external shocks and maintain stability. In psychology, resilience was linked to the adaptive capacity of individuals in coping with stress and trauma, while in disaster studies it became a critical concept in understanding community responses to natural hazards and extreme events. This interdisciplinary foundation paved the way for transferring the category into the field of economics and social sciences, where resilience began to describe the ability of economic and social systems to adapt to shocks, crises, and long-term structural transformations (Jakopin, 2020). The growing frequency and intensity of crises (financial downturns, pandemics, military conflicts, migration surges (Semiv, Berezivskiy, Baranyak, Mulska & Ivaniuk, 2021), and climate change) stimulated the expansion of the concept, making it a key analytical tool for explaining both the vulnerabilities of socio-economic systems and their adaptive strengths.

In the context of regional economics, resilience reflects the capacity of territories to anticipate, withstand, and recover from shocks without compromising long-term development prospects. This implies not only the “bounce-back” to pre-crisis trajectories but also the potential for positive transformation, the diversification of structures, the upgrading of institutions, and the acceleration of innovation. The transition of resilience from a natural science to a socio-economic category has therefore enriched it with multidimensional content, making it simultaneously a theoretical framework, a practical policy tool, and a methodological challenge.

The UN Office for Disaster Risk Reduction defines it as the ability of systems, communities, and societies exposed to hazards to resist, absorb, accommodate, adapt to, transform, and recover from their impacts (United Nations Office for Disaster Risk Reduction, 2017). This broad formulation reflects resilience not only as survival but also as transformation in the face of risks. Similarly, A. Mitchell (2013) highlights resilience as the capacity of households, communities, and nations to absorb shocks while positively adapting and reorganizing livelihoods

under long-term pressures. From an economic perspective, resilience is increasingly understood not only as recovery but as anticipation, preparation, and the ability to sustain development even under persistent disruptions. K. A. Foster (2007) stresses this anticipatory dimension, defining regional resilience as the ability to anticipate, prepare for, respond to, and recover from disturbances.

Scholars have further refined these interpretations. J. Fiksel (2006) describes resilience as the ability of a system to survive, adapt, and evolve in the face of uncertainty. O. Novikova and Y. Ostafychuk (2023) stress its practical importance: by embedding resilience mechanisms, institutions and societies can remain viable and effective in complex crisis environments, reducing long-term losses.

This conceptual evolution has laid the foundation for applying resilience to socio-economic systems. Fundamental studies (Simmie & Martin, 2010; Martin, 2012; Carriere, 2016; Levytska, Mulska, Shushkova, Ivaniuk, Vasylytsiv, Krupin & Ivanova, 2022; Melnyk, Ivaniuk, Leshchukh & Halkiv, 2023) focus on the theoretical underpinnings of socio-economic resilience, analyzing its drivers, mechanisms, and institutional frameworks. Empirical studies test these theories under specific shocks: financial and economic crises (Doran & Fingleton, 2016; Voznyak, Mulska, Bil, Patytska & Lysiak, 2022), the COVID-19 pandemic (Eshel, Kimhi & Marciano, 2020; Haldane, De Foo, Abdalla, Jung, Tan, Wu, Chua, Verma, Shrestha, Singh, Perez, Tan, Bartos, Mabuchi, Bonk, McNab, Werner, Panjabi, Nordström & Legido-Quigley, 2021; Melnyk, Leshchukh & Baranova, 2021), and wars or conflicts (Heyets, 2022; Vasylytsiv, Melnyk, Leshchukh, Fleychuk & Ilyash, 2024). Many thematic works also study resilience at the level of spatial or social systems, highlighting sectoral differences and vulnerabilities (Walker, Holling, Carpenter & Kinzig, 2004; Boorman, Fajgenbaum, Ferhani, Bhaskaran, Arnold & Kohli, 2013; Rizzi, Graziano & Dallara, 2018; Voznyak, Patytska, Mulska, Zherybylo & Sorokovyi, 2024).

Against this backdrop, methodological debates have emerged around how best to measure resilience. The

technical approach, most prominently represented by M. Friedman's *plucking model* (Friedman, 1993), interprets resilience as the ability of economies to return to potential growth trajectories after downturns (Shpak, Kulyniak, Novakivskyi & Oleksiv, 2023; Zhu, Ying & Xiang, 2025). This perspective equates resilience with recoverability: actual growth is assumed to converge with potential growth over time. Its limitation is a narrow, mechanical interpretation that overlooks adaptive or transformative capacities.

The ecological approach (Burlutska, 2016; Afolabi, Olanrewaju & Adekunle, 2022; Boiko, Lyzak, Vasylytsiv, Lupak & Ohinok, 2024) shifts the focus towards thresholds and phase transitions. Resilience is measured by the scale of shocks a system can absorb before shifting to a new state. This approach is valuable for highlighting structural transformation, but it tends to underplay recovery dynamics (Vasylytsiv, Mulska, Hrabynska, Ivaniuk & Shopska, 2023). A system that stabilizes after a decade-long recovery period may technically be defined as resilient, but in practice such a system exhibits low adaptability.

The expert approach, relying on composite indices constructed through subjective weighting, offers another perspective. M. Abdul-Rahman, W. Alade and S. Anwer (2023), for example, analyzed campus resilience in Nigeria using AI-based social media analysis and Delphi surveys. Although innovative, such methods are context-dependent, fragmented, and difficult to replicate. In addition to these dominant schools, other authors have attempted to broaden the measurement of resilience. E. Hill, H. Wial and H. Wolman (2008) distinguish between resilient, shock-resistant, and non-resilient systems, but offer no clear operational thresholds. M. Kahsai J. Yu, M. Middleton, P. V. Schaeffer and R. Jackson (2015) propose a territorial resilience index based on the six dimensions: industrial diversity, entrepreneurship, human and social capital (Halkiv, Karyy, Kulyniak, Kis & Adamovsky, 2022), infrastructure, and income diversity. J. Bruneckiene, I. Pekarskiene, O. Palekiene and Z. Simanaviciene (2019) introduce a more comprehensive approach, demonstrating that regional resilience in Lithuania depends on the ability to manage unplanned shocks at the national

and international levels. Recent studies (Carriere, 2016; Mulska, Storonyanska, Patytska, Ivaniuk & Voznyak, 2023; D'Ambrosio & Migheli, 2025) integrate risk theory, spatiotemporal approaches, and labor market analysis, pointing towards the necessity of multidimensional resilience assessment.

This recognition has led to calls for more comprehensive methodologies. Scholars argue that resilience assessment must consider not only the fact of recovery but also the depth, duration, and speed of both vulnerability and recovery, the role of safety margins, and the balance between resistance, adaptability, and transformation. It is within this framework that the present study develops its authorial methodology. By distinguishing between the shock vector (immediate economic losses and vulnerability dynamics) and the shock consequence vector (the recovery capacity, the safety margin, and adaptation), the proposed approach integrates spatiotemporal indicators and provides a more balanced, policy-relevant tool for analyzing socio-economic resilience. This methodology addresses the weaknesses of the technical, ecological, and expert approaches, offering a framework capable of explaining both the short-term elasticity and long-term adaptive capacity of the Ukrainian regions under conditions of war, migration crises, pandemics, and global turbulence.

METHODOLOGY

To construct a series of empirical indicators of the socio-economic development of the Ukrainian regions within the spatiotemporal approach, the catalysts and regressors are normalized using Equation 1. Unlike classical normalization methods, this approach incorporates the threshold values specific to each indicator, region, and period. The key principle is not to maximize or minimize the observed values relative to the sample extremes, but rather to identify the deviation of each indicator from the predefined threshold.

$$z_{it}^n = \begin{cases} \frac{x_{it}^n}{a_{iL}}, & a_{iL} \geq x_{max} \\ \frac{a_{iL}}{x_{it}^n}, & a_{iL} \leq x_{min} \end{cases}, \quad (1)$$

where z_{it}^n is the normalized value of the i component of the n region in the t period; x_{it}^n is the initial value of the i component of the n region in the t period; a_{iL} is the threshold value of the i indicator in the t period.

Therefore, Equation 1 applies threshold-based normalization, where the comparison is made against an economically meaningful benchmark (a_{iL}) instead of the minimum or maximum observed values. Such thresholds may represent policy targets, minimum acceptable standards, or maximum permissible constraints. The normalized value (z_{it}^n) reflects the extent to which the actual indicator deviates from this benchmark. The thresholds were established using a combined approach, drawing on statistical references (national averages, deviations) as well as the strategic policy documents in the areas of employment, social development, and economic resilience. This ensures the consistency of normalization across regions and time, while also capturing the dual character of the indicators: catalysts, for which exceeding the threshold reflects progress, and regressors, where exceeding the threshold signals increased vulnerability.

Equation 2 is used to construct the series of the empirical indicators of the socio-economic development of the regions in the component projection.

$$SED_{tn}^k = Mz_{it}^n \quad (2)$$

where SED_{tn}^k is the empirical value of the k component of the socio-economic development of the n region in the t period; M is the average value of the indicators in the component.

The composite indicator of the socio-economic development of the regions is calculated by the method of the geometric mean (Equation 3).

$$SED_t^n = \sqrt[j]{SED_{tn}^k}, \quad (3)$$

where SED_t^n is the empirical value of the composite

indicator of the socio-economic development of the n region in the t period; j is the number of the components.

Given the multidimensional nature of resilience, an indicator of the socio-economic resilience of regions can be built by identifying the extent of economic losses as a result of a shock, the ability to recover, and dynamic estimates (period) of recovery and vulnerability. The level of resilience is the degree of change in the development indicator before, during, and after a shock.

A system of indicators is developed to assess socio-economic resilience (Equation 4):

$$sR_t^n = \left\{ \begin{matrix} VD_t^n \\ DD_t^n \\ SV_t^n \\ RD_t^n \\ RDU_t^n \\ SR_t^n \end{matrix} \right\} RSDT_t^n \quad (4)$$

where sR_t^n is the systemic indicator of the socio-economic resilience of the n region in the t period; VD_t^n is the depth of the vulnerability of the socio-economic system of the n region in the t period; DD_t^n is the period of the vulnerability of the socio-economic system of the n region in the t period; SV_t^n is the rate of the vulnerability of the socio-economic system of the n region in the t period; RD_t^n is the depth of the socio-economic recovery of the n region in the t period; RDU_t^n is the period of the socio-economic recovery of the n region in the t period; SR_t^n is the speed of the socio-economic recovery of the n region in the t period; $RSDT_t^n$ is the rate of the socio-economic resilience of the n region in the t period.

In this study, regional resilience is not considered as a one-dimensional value reduced to an integrated index, but rather as a multidimensional characteristic formed through a system of interrelated indicators. This approach makes it possible to capture the different aspects of resilience (for example, economic, social, and demographic) while avoiding the oversimplification of complex processes into a single aggregated measure. It also enables the identification of not only the overall level of resilience but also

of structural imbalances, “bottlenecks,” or hidden development reserves that would remain invisible if only an integral index were used.

The depth of vulnerability (VD_t^n) is the degree or scale of the vulnerability of the socio-economic system, which reflects its losses under the influence of a shock (e.g. a decrease in productivity, efficiency, GRP, the percentage of the development index, etc.); it is estimated by Equation 5:

$$VD_t^n = \min_{t+l} SED_t^n - SED_t^n \quad (5)$$

where SED_t^n is the empirical indicator of the socio-economic development of the n region in the l period (shock period); $\min_{t+l} SED_t^n$ is the empirical indicator of the socio-economic development of the n region in the $t + l$ period (the vulnerability period).

The period of vulnerability (DD_t^n) is the period during which the socio-economic system incurs losses, is vulnerable to external influences or shocks, and is in a downward trend.

The speed of vulnerability (SV_t^n) is the rate or intensity at which a socio-economic system becomes vulnerable in response to external influences or shocks. It characterizes the degree of the loss of economic resilience and the pace of transition to a state of vulnerability as a result of threats:

$$SV_t^n = VD_t^n / DD_t^n \quad (6)$$

The depth of recovery (RD_t^n) is the level or degree of the return of the pace of socio-economic development to the pre-shock trends. It shows how close the state of the socio-economic system in the $t+n$ period is to the state in the $t-n$ period:

$$RD_t^n = VD_t^n \sim VD_{t+l}^n \quad (7)$$

where VD_{t+l}^n is the depth of vulnerability in the $t+l$ period (the post-shock condition).

The period of recovery (RD_{ut}^n) is the period of time during which the socio-economic system is transformed into the pre-shock state. It is in an upward trend.

The speed of recovery (SR_t^n) is the pace or intensity at which the system restores its state of functioning and the dynamics of stable development. It characterizes the extent to which the socio-economic system returns to its previous state and how quickly it transitions to the state of resilience (Equation 8).

$$SR_t^n = RD_{ut}^n / RD_{ut}^n \quad (8)$$

The rate of resilience (RD_{ut}^n) is the ability of the system to remain less vulnerable and/or recover from an economic shock. It is calculated as the sum of vulnerability (ABC area) and recovery (CDE area):

$$RSDT_t^n = VI_t^n + R_t^n \quad (9)$$

where VI_t^n is the vulnerability of the n socio-economic system in the t period; R_t^n is the recovery of the n socio-economic system in the t period.

RESULTS AND DISCUSSION

The socio-economic resilience of the regions is calculated by identifying the scale of the economic losses caused by shocks, the recovery capacity, and the duration of vulnerability and recovery. In the period from 2010 to 2014, the labor market development indicators at the national level declined by 6.4 pp. During this period, all regions experienced a decrease in the labor market performance, except Vinnytska (+2 pp), Volynska (+1.5 pp), Zhytomyrska (+2.2 pp), and Chernihivska (+3.5 pp) oblasts. In 2014, the lowest labor market development indicators were recorded in Luhanska (0.696) and Donetska (0.710) oblasts, reflecting the impact of military operations and the large-scale forced migration, including the formation of a new socially vulnerable group (IDPs). The downward trend in the regional labor markets persisted until the year 2016, with additional losses of 3-4 pp.

The empirical analysis of the regional labor market development in Ukraine during the period from 2010 to 2021 provides an analytical basis for assessing resilience through the indicators of vulnerability and recovery. The calculation results (Annex A) show

that the most severe labor market losses in the period between 2014 and 2015 were concentrated in Donetsk and Luhanska oblasts (0.2 pp each), correlating with the intensity of hostilities, the economic collapse, and large IDP inflows. These factors not only reduced employment but also generated structural labor market distortions and new vulnerable worker groups. In contrast, Zaporizka (0.06 pp), Poltavka (0.08 pp), Khersonska (0.04 pp), and Lvivska (0.03 pp) oblasts experienced moderate losses due to more diversified economic structures and alternative employment opportunities.

During the COVID-19 pandemic, the labor market losses (0.05–0.1 pp) were observed across all oblasts, confirming the universal nature of this shock. Unlike the military conflict, the pandemic simultaneously affected all the regions, disrupting labor relations, reducing the labor potential, and constraining employment in both the industrial sector and the service sector. The crisis led to rising unemployment and declining labor force participation. Although unemployment decreased in the second quarter of 2021 amid economic recovery, it remained elevated due to structural mismatches, limited retraining incentives, and low labor mobility (Figure 1). Alongside official unemployment, hidden unemployment declined, which reflected in fewer part-time workers and

inactive job seekers, while restrictions on external migration significantly influenced unemployment dynamics.

The identified asymmetry in the speed of the recovery of Ukraine's regional labor markets reflects a complex interaction between the depth of the shock, the sectoral structure of the economy, and the level of institutional adaptability. The regions that experienced minimal economic losses in 2014 (Mykolayivska, Khmelnytska, Cherkaska, Chernihivska, and Kharkivska oblasts) demonstrated shorter recovery periods due to the relatively small amplitude of the employment decline and the greater resilience of the local economic systems. The industrial regions proved to be more flexible, as they were able to restore the production processes and reallocate the resources more quickly, whereas service-dominated economies were more vulnerable due to their dependence on the population mobility and consumer demand. The COVID-19 pandemic highlighted the additional factors as follows: only a few oblasts (Dnipropetrovska, Zaporizka, Sumska, and Cherkaska) managed to adapt within one year, thanks to the relatively high levels of digitalization, the prevalence of remote work, and the available resources to sustain employment. At the same time, even in the most affected regions (Donetska and Luhanska oblasts), relatively high

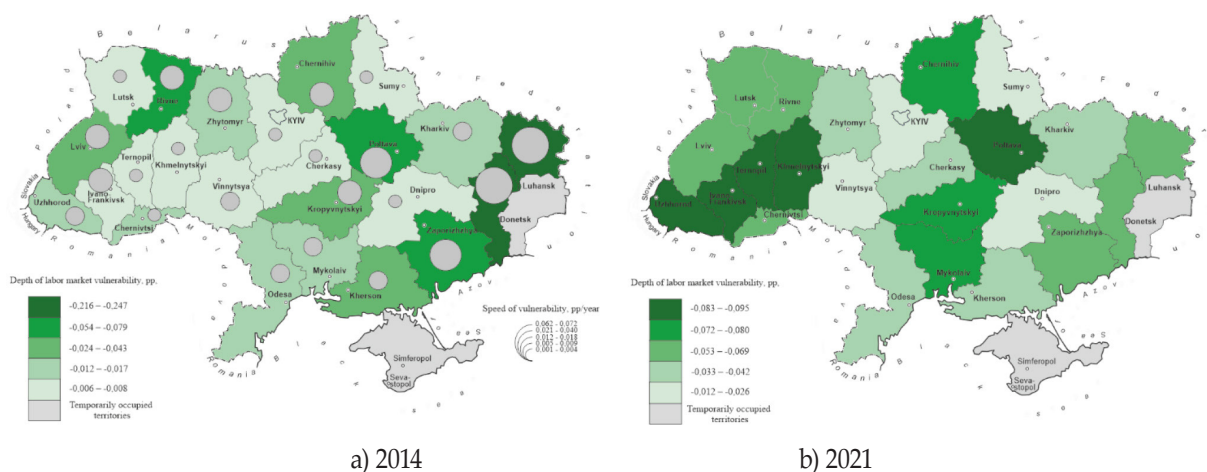


Figure 1 The vulnerability of the regional labor markets: The spatial and dynamic approach, 2014, 2021

Source: Authors

recovery rates (0.05-0.06 pp per year) were recorded, which is partly explained by the mobilization capacity of the local economies and state support. However, the nationwide recovery rates remained low (0.01-0.02 pp per year), indicating structural constraints on the labor market adaptability.

The full-scale war of 2022 significantly increased the vulnerability of the labor markets, especially in Central and Eastern Ukraine, drastically reducing the pace of recovery. The large-scale forced migration, the infrastructure destruction, and the loss of the labor potential critically weakened the adaptive capacity. Thus, the speed and duration of the recovery of the regional labor markets are determined by the combination of the depth and nature of the shock, the sectoral structure of the regional economy, and the institutional capacity, which leads to the uneven formation of resilience in the spatial dimension.

The social sphere is among the most vulnerable to systemic crises, as confirmed by the empirical evidence. The 2014 macroeconomic shock caused significantly higher losses in the social sphere than in the other components of socio-economic vulnerability, despite the social development indicators being relatively higher than those of the labor market, the demographic sphere, and the economic system. For instance, the average annual social development index in the period from 2010-2013 ranged from 0.895 to 0.912, compared to 0.654-0.689 for the labor market. In 2014, the national average loss in social development reached 0.3 pp, with the highest losses seen in Donetsk (0.3 pp) and Luhansky (0.4 pp) oblasts, and the lowest in Dnipropetrovsky (0.06 pp), Zaporizky (0.018 pp), and Lvivsky (0.038 pp). In the period from 2020 to 2021, social sphere losses averaged 0.05 pp, which is 0.25 pp lower than in 2014. However, the losses across all the regions in 2021 were 0.05-0.07 pp higher than in the period from 2014 to 2015, indicating declining regional adaptability and elasticity to repeated shocks.

The period of vulnerability of the social system reflects the limited capacity of the regions to sustain development while minimizing losses. The empirical evidence reveals strong territorial differentiation:

the longest vulnerability periods were observed in Lvivsky Oblast (5 years) and Vinnytsky and Volynsky oblasts (4 years), indicating prolonged exposure to shocks and slower institutional adaptation. In contrast, Poltavsky Oblast showed the shortest vulnerability period (1 year), thus suggesting a higher capacity of the social infrastructure to absorb shocks. However, shorter vulnerability periods did not necessarily correspond to the lower losses. For example, the vulnerability rate of the social sector in Poltavsky Oblast was four times higher than in Zaporizky Oblast despite the latter having a longer three-year vulnerability period, highlighting the nonlinearity between the duration and intensity of losses.

In 2021, Vinnytsky, Zhytomyrsky, and Sumsky oblasts formally exhibited the shortest vulnerability periods (1 year); yet they recorded some of the highest vulnerability speeds (0.129, 0.130, and 0.160 pp/year), indicating rapid destabilization followed by a relatively fast recovery. Conversely, Lvivsky, Mykolayivsky, Zaporizky, Volynsky, and Dnipropetrovsky oblasts became leaders in the average vulnerability speed due to the combined effects of the 2014 and 2020 shocks, confirming the complex nature of social resilience. In the period from 2014 to 2015, Donetsk and Luhansky oblasts experienced the highest vulnerability rates (0.511 and 0.426), driven by military actions, the forced migration, and the degradation of the social infrastructure, while Zaporizky (0.027) and Poltavsky (0.042) showed the lowest vulnerability. In the period from 2020 to 2021, higher vulnerability shifted to Poltavsky (0.163), Ternopilsky (0.130), and Zakarpatsky (0.152) oblasts, reflecting the differentiated impact of the COVID-19 pandemic. The average recovery period across the regions remained about four years, with the recovery speeds ranging from 0.020 to 0.088 pp/year. At the national level, the average recovery speed of 0.09 pp/year indicates the formation of a safety margin and the strengthening of overall social resilience.

Zhytomyrsky and Lvivsky oblasts were characterized by relatively high recovery speeds (above 0.04 pp/year), indicating more flexible and adaptive social structures. In contrast, Donetsk, Luhansky, and

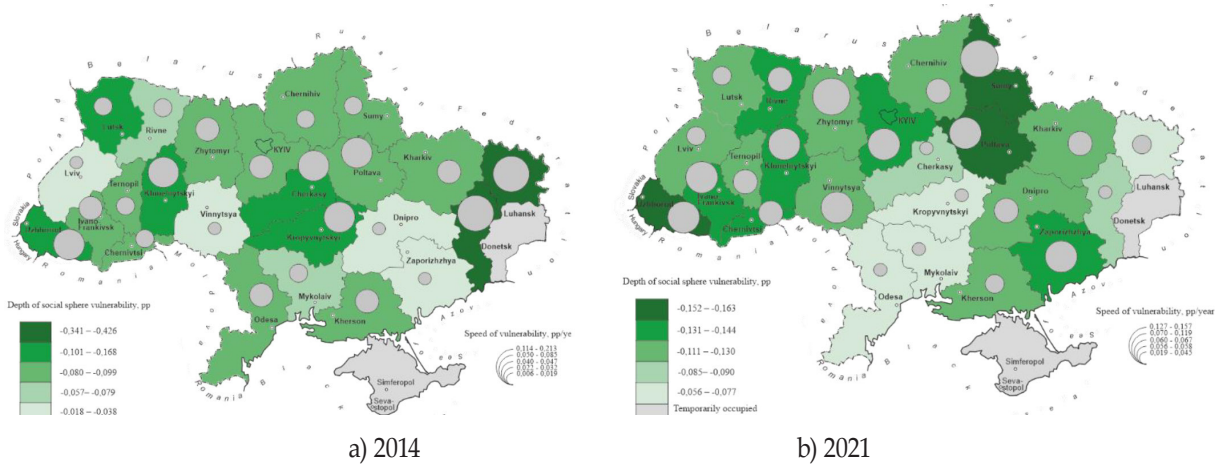


Figure 2 The vulnerability of the social sphere in the Ukrainian regions:
The spatial and dynamic approach, 2014, 2021

Source: Authors

Odeska oblasts demonstrated the recovery speeds below 0.02 pp/year, reflecting prolonged social stress and systemic weaknesses. This asymmetry confirms the uneven nature of regional resilience: while some territories compensate for the losses rapidly, others remain trapped in extended recovery cycles, increasing long-term vulnerability.

Since the 2000s, Ukraine has experienced large-scale socio-economic transformations that have profoundly reshaped its demographic structures. Demographic processes act both as a consequence of economic change and as an active factor influencing development trajectories and resilience. The current trends (the natural population decline and the intensive migration) have weakened demographic resilience across the regions. As a key institutional condition for economic growth, demographic resilience implies stable age, gender, and occupational structures capable of sustaining socio-economic systems under shocks. Therefore, analyzing its link with economic growth is of both theoretical and practical importance, particularly for postwar recovery.

Even before the shocks, several oblasts (Chernihivska, Harkivska, Luhanska, and Donetsk) had had low demographic security due to depopulation

and population aging (Figure 3). The 2014-2015 crisis accelerated these trends, with Donetsk and Luhanska losing 0.3 pp each, while Ternopilska lost 0.2 pp and several other regions lost 0.1 pp, indicating the nationwide spread of demographic risks. The COVID-19 pandemic further destabilized demographic resilience, with the largest losses in Zaporizka (0.13 pp), Lvivska (0.11 pp), and Kirovohradska (0.1 pp). Overall, demographic resilience in Ukraine remains fragile, shaped by the long-term structural decline and repeated shocks, and its weakening directly undermines the labor market stability, the social protection systems, and the regional economic recovery capacity.

In the period from 2020 to 2021, several regions demonstrated positive or stable dynamics in the demographic security indicator, including Vinnytska (0.01 pp), Ivano-Frankivska (+0.02 pp), and Dnipropetrovska (0.01 pp) oblasts. The smallest average demographic losses in the period from 2010 to 2021 were observed in Zakarpatska (0.02 pp) and Odeska (-0.01 pp) oblasts, indicating relatively stable demographic development. Demographic vulnerability is a dynamic indicator shaped by long-term trends and shocks. Since 2014, the rate of vulnerability change has gradually declined,

reflecting the increased adaptive capacity of the regional demographic systems. The vulnerability values ranged from 0.009 to 0.799, with the maximum recorded at the five-year lag after 2014, indicating the concentration of demographic risks in certain regions (Annex C). The lowest vulnerability levels (around 0.01) were typical for short-term periods of 1-2 years.

The analysis for the period between 2010 and 2021 reveals pronounced spatial and temporal asymmetries. The average vulnerability rates varied from 0.002 to 0.160 pp/year, with the highest values observed at the 2.5-year lag after the 2014 shock, highlighting delayed but severe effects of the military conflict and mass displacement. The short-term lags showed lower vulnerability, whereas the medium-term effects accumulated more sharply. During the COVID-19 period, demographic vulnerability fluctuated less, possibly due to the short-term nature of the shock and the temporary restrictions on external migration.

The longer vulnerability periods were associated with the higher cumulative losses: the five-year lag generated the total vulnerability of 0.799 pp, whereas the one-year lags produced much lower values. However, the vulnerability speed did not increase

linearly with the duration: the highest rate (0.160 pp/year) occurred at a 2.5-year lag, while the longer periods showed slower growth, indicating a shift from acute shocks to a gradual structural decline. Donetska, Lvivska, and Ternopilska oblasti had the longest vulnerability periods in 2014, while in the period from 2020 to 2021, the prolonged exposure shifted to Kyivska and Hersonska oblasti. The fastest vulnerability growth in the period from 2014 to 2015 occurred in Luhanska and Donetska oblasti, whereas during the pandemic period, the most affected regions were Zaporizka, Kirovohradska, Harkivska, and Ternopilska. This shift confirms that demographic instability has expanded beyond the conflict zones and increasingly reflects nationwide economic and pandemic-related pressures.

Ukraine's economic development depends on effective economic processes, competitive industrial structures, and balanced regional restructuring, supported by a strong social foundation that enhances the quality of life and reduces regional vulnerability to shocks. The period of the economic vulnerability of the Ukrainian regions ranged from one to six years. The maximum vulnerability period was observed in those regions that experienced prolonged shocks, such as military operations (Donetska and Luhanska

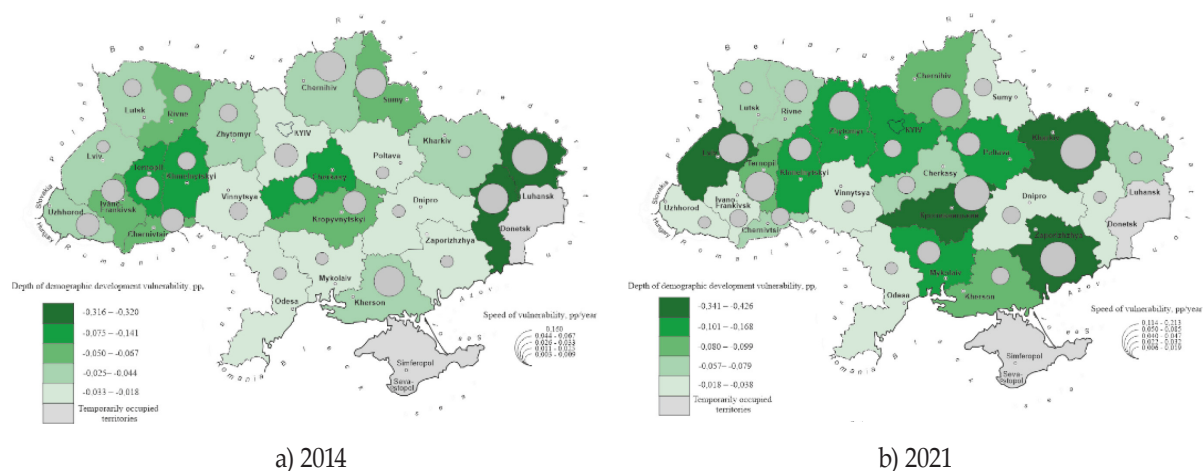


Figure 3 The vulnerability of the demographic development of the Ukrainian regions: The spatial and dynamic approach, 2014, 2021

Source: Authors

oblasts, the vulnerability period was six years). On the other hand, the regions with a short (one to two years) vulnerability period (Volynska and Zakarpatska oblasts) demonstrated high resilience to macroeconomic shocks. As an indicator that reflects the pace of regional adaptation to shocks, the speed of vulnerability shows a significant differentiation between the regions in terms of economic resilience in the period from 2014 to 2015 and from 2020 to 2021 (Annex D). The highest speed of vulnerability was observed in Luhanska Oblast (0.160 pp/year), which is related to the critical impact of military operations, and the lowest values of the vulnerability speed were typical for the regions with a low level of risk, for example, Volynska Oblast (0.004 pp/year). For most regions, the speed of vulnerability ranged between 0.01 and 0.05 pp/year.

The level of the economic vulnerability of the regions was the highest during the crisis periods (2014–2015) due to the security factors and the significant weakening of the economic and resource potential of the territories. In the period from 2020 to 2021, the impact of COVID-19 on the economic development was less evident compared to the previous crises, with the exception of a few oblasts (Figure 4). In particular,

the lowest level of average vulnerability was recorded in Volynska (0.009) and Zakarpatska (0.014) oblasts, which indicates a high rate of the socio-economic resilience of the regions. The highest level of average vulnerability was observed in Donetsk (0.175) and Luhanska (0.349) oblasts.

For most regions, the recovery period after the 2014 shock averaged four to five years, but by 2021, it had shortened to one to two years. This compression reflects both growing adaptation to the recurrent crises and the declining capacity for a full recovery under prolonged shocks. Volynska Oblast was an exception with the longest recovery period (3.5 years), indicating structural rigidity. Despite the impacts of severe conflicts, Donetsk Oblast showed the highest post-2014 recovery speed (0.050 pp/year), reaching the recovery indicator of 0.624, while most other regions lagged. In 2021, the recovery indicators fell to the minimum levels (0.005–0.02) nationwide, simultaneously signaling deepening systemic vulnerability. Zakarpatska Oblast consistently demonstrated a low recovery speed and only a moderate recovery, reflecting a limited adaptive potential.

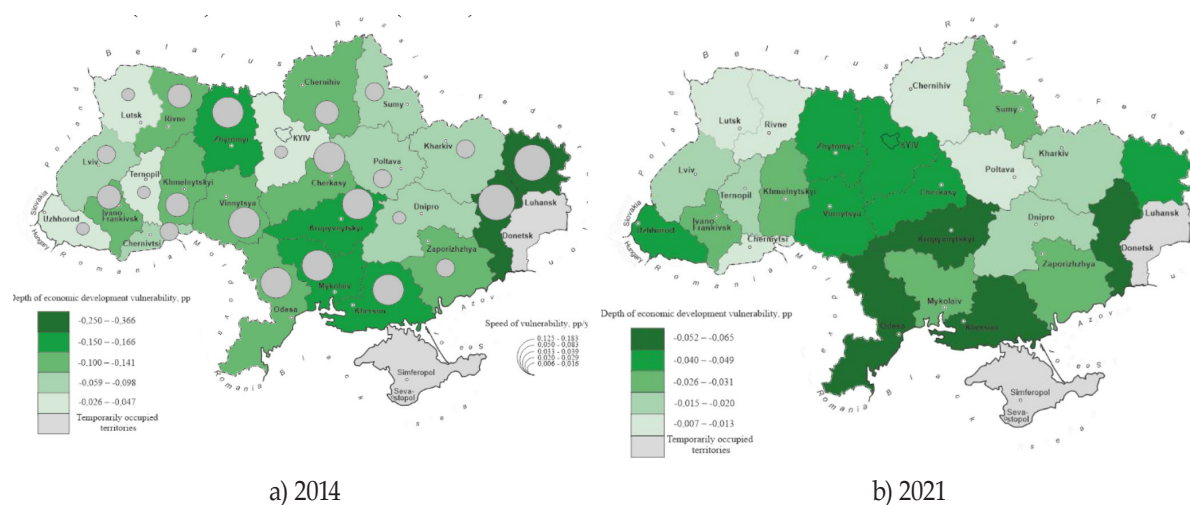


Figure 4 The vulnerability of the economic development of Ukraine's regions:
The spatial and dynamic approach, 2014, 2021

Source: Authors

The resilience structure in 2014 reveals further contrasts. Despite direct exposure to military shocks, Luhanska and Donetska oblasts showed relatively high resilience, with the safety margin of 0.549 in Luhanska and the resistance level of 32.97% in Donetska, reflecting the buffering role of the pre-shock economic potential. In contrast, Vinnytska, Rivnenska, Ivano-Frankivska, and Cherkaska oblasts exhibited moderate resistance (10-20%) but a high recovery capacity (close to 1.0), indicating greater flexibility. Regional trajectories in the period from 2014 to 2021 diverged further. Kyivska, Kirovohradska, and Harkivska oblasts experienced a gradual decline in the safety margins and the recovery coefficients, pointing to the erosion of long-term resilience. Conversely, despite its low resistance in 2014 (5.16%), Zakarpatska Oblast maintained high recovery rates in both 2014 (1.02) and 2021 (0.99), demonstrating adaptive recovery despite weak structural resistance.

Overall, the regions with high initial safety margins tended to show stronger resistance, whereas those with the highest recovery rates displayed only moderate resilience. This duality confirms the multidimensional nature of resilience in Ukraine and highlights the need to assess it through a system of the interrelated indicators capturing resistance, recovery, and adaptability rather than a single composite measure.

CONCLUSION

The findings confirm that socio-economic resilience is a systemic characteristic defining the ability of Ukraine's regions to withstand shocks, reduce vulnerability, and recover in the post-shock period. The use of the composite spatiotemporal indicators, rather than a single integrated index, enabled a more nuanced assessment of the multidimensional nature of resilience and the identification of territorial asymmetries and structural bottlenecks. This approach captured the key consequences of the 2014-2015 shocks and the COVID-19 pandemic of 2020-2021, which led to declining labor market performance, increased demographic vulnerability, and deepening economic instability.

Testing the proposed methodology for the period from 2010 to 2021 revealed two major shocks that significantly weakened regional resilience. The labor market indicators declined by 6.4 percentage points in the period from 2010 to 2014, with regression observed in most regions, except Vinnytska, Volynska, Zhytomyrska, and Chernihivska oblasts. On average, Ukraine's labor market resilience indicator fell from 0.526 in 2014 to 0.025 in 2021. Demographic vulnerability proved highly dynamic, varying between 0.009 and 0.799, while economic vulnerability peaked in 2014-2015 due to the security factors and resource exhaustion; the pandemic-related effects in the period from 2020 to 2021 were comparatively less severe, except in several oblasts.

The results confirm the research hypotheses: resilience depends not only on the scale of losses but also on regional adaptive and recovery capacities, shaped by both internal structures and external shocks. The analysis is limited to the pre-war period (2010-2021) and thus reflects the baseline level of resilience that can serve as a benchmark for assessing the post-2022 challenges. The research is subject to certain methodological limitations. Since the analysis covers only the period from 2010 to 2021, it does not account for the unprecedented impact of the full-scale war, which has critically minimized the recovery capacity of the regional systems since 2022. Therefore, the findings should be regarded as reflecting the baseline (pre-war) level of resilience that can serve as a benchmark for subsequent comparisons and for assessing the scale of new challenges.

Further studies should focus on integrating the consequences of the full-scale war into resilience assessment models, as well as on adapting and testing the best international practices for building regional resilience in post-war conditions. Equally important is the need to combine short-term vulnerability management with the development of long-term adaptability and design a system of threshold values of resilience at the national and regional levels within the framework of Ukraine's European integration processes.

REFERENCES

- Abdul-Rahman, M., Alade, W., & Anwer, S. (2023). A composite resilience index (CRI) for developing resilience and sustainability in university towns. *Sustainability*, 15(4), 3057. <https://doi.org/10.3390/su15043057>
- Afolabi, J. A., Olanrewaju, B. U., & Adekunle, W. (2022). Modelling sectoral sensitivity to macroeconomic shocks: Evidence from Nigeria. *Economic Horizons*, 24(3), 251-267. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2203263A>
- Boiko, V., Lyzak, M., Vasylytsiv, T., Lupak, R., & Ohinok, S. (2024). Financial and economic performance of agricultural enterprises: Analysis and policy improvement. *Agricultural and Resource Economics: International Scientific E-Journal*, 10(4), 129-155. <https://doi.org/10.51599/are.2024.10.04.06>
- Boorman, J., Fajgenbaum, J., Ferhani, H., Bhaskaran, M., Arnold, D., & Kohli, H. A. (2013). The Centennial Resilience Index: Measuring countries' resilience to shock. *Global Journal of Emerging Market Economies*, 5(2), 57-98. <https://doi.org/10.1177/0974910113494539>
- Bruneckiene, J., Pekarskiene, I., Palekiene, O., & Simanaviciene, Z. (2019). An assessment of socio-economic systems' resilience to economic shocks: The case of Lithuanian regions. *Sustainability*, 11(3), 566. <https://doi.org/10.3390/su11030566>
- Burlutska, S. V. (2016). *Resilient strategies for ensuring the sustainable development of the national economy: Theory and practice* [Monograph]. Donbas State Pedagogical University.
- Carriere, D. E. (2016). *Resilience, suicide, and enrollment in higher education: Three essays on impacts of recession* [Doctoral dissertation, Purdue University]. Purdue e-Pubs. <https://docs.lib.purdue.edu/dissertations/AAI10195387/>
- D'Ambrosio, A., & Migheli, M. (2025). Regional resilience through the lenses of the capability approach. *Journal of Evolutionary Economics*, 35, 833-853. <https://doi.org/10.1007/s00191-025-00915-8>
- Doran, J., & Fingleton, B. (2016). Employment resilience in Europe and the 2008 Economic crisis: Insights from micro-level data. *Regional Studies*, 50(4), 644-656. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1088642>
- Eshel, Y., Kimhi, S., & Marciano, H. (2020). Predictors of national and community resilience of Israeli border inhabitants threatened by war and terror. *Community Mental Health Journal*, 56, 1480-1488. <https://doi.org/10.1007/s10597-020-00592-w>
- Fiksel, J. (2006). Sustainability and Resilience: Toward a Systems Approach. *Sustainability: Science, Practice and Policy*, 2(2), 14-21. <https://doi.org/10.1080/15487733.2006.11907980>
- Foster, K. A. (2007). *A case study approach to understanding regional resilience* (Working Paper No. 2007-08). Institute of Urban and Regional Development, University of California, Berkeley.
- Friedman, M. (1993). The "Plucking model" of business fluctuations revisited. *Economic Inquiry*, 31(2), 171-177. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1993.tb00874.x>
- Haldane, V., De Foo, C., Abdalla, S. M., Jung, A.-S., Tan, M., Wu, S., Chua, A., Verma, M., Shrestha, P., Singh, S., Perez, T., Tan, S. M., Bartos, M., Mabuchi, S., Bonk, M., McNab, C., Werner, G. K., Panjabi, R., Nordström, A., & Legido-Quigley, H. (2021). Health systems resilience in managing the COVID-19 pandemic: Lessons from 28 countries. *Nature Medicine*, 27(6), 964-980. <https://doi.org/10.1038/s41591-021-01381-y>
- Halkiv, L., Karyy, O., Kulyniak, I., Kis, Y., & Adamovsky, A. (2022). Human potential innovatization analysis: The system of crisis management determinants context. In V. Lytvyn, N. Sharonova, I. Jonek-Kowalska, A. Kowalska-Styczen, V. Vysotska, Y. Kupriianov, O. Kanishcheva, O. Cherednichenko, T. Hamon, & N. Grabar (Eds.), *Proceedings of the 6th International Conference on Computational Linguistics and Intelligent Systems (COLINS 2022), Volume I: Main Conference* (CEUR Workshop Proceedings, Vol. 3171, pp. 1606-1616). CEUR-WS. <https://ceur-ws.org/Vol-3171/paper114.pdf>
- Haustova, V., & Reshetnyak, O. (2023). Economic resilience: Essence and challenges for Ukraine. *Business Inform*, 7, 30-41. <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2023-7-30-41>
- Heyets, V. (2022). On the assessment of Ukraine's economic losses as a result of the armed aggression of the Russian Federation: Transcript of the report at the meeting of the Presidium of the National Academy of Sciences of Ukraine on March 30, 2022. *Bulletin of the National Academy of Sciences of Ukraine*, 5, 30-38. <https://doi.org/10.15407/vism2022.05.030>

- Hill, E. W., Wial, H., & Wolman, H. (2008). *Exploring regional economic resilience* (Working Paper No. 2008-04). Institute of Urban and Regional Development, University of California, Berkeley. <https://escholarship.org/uc/item/7fq4n2cv>
- Jakopin, E. (2020). Effects of structural changes in the economy of the Republic of Serbia: Old problems, new reform challenges. *Economic Horizons*, 22(3), 179-196. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2003191J>
- Kahsai, M., Yu, J., Middleton, M., Schaeffer, P. V., & Jackson, R. (2015). *A framework for measuring county economic resilience* (Working Paper No. 2015-03). Regional Research Institute, West Virginia University. https://researchrepository.wvu.edu/rri_pubs/22
- Levytska, O., Mulska, O., Shushkova, Y., Ivaniuk, U., Vasylytsiv, T., Krupin, V., & Ivanova, L. (2022). Modelling the impact of emigration upon social and economic development of the Carpathian region of Ukraine. *Bulletin of Geography. Socio-Economic Series*, 57, 141-154. <https://doi.org/10.12775/bgss-2022-0028>
- Martin, R. (2012). Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks. *Journal of Economic Geography*, 12(1), 1-32. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbr019>
- Melnyk, M., Ivaniuk, U., Leshchukh, I., & Halkiv, L. (2023). The sustainable development and resilience of socio-economic system: Conceptualization and diagnostics of problems in conditions of global challenges and shocks. *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 18(4), 1035-1043. <https://doi.org/10.18280/ijstdp.180406>
- Melnyk, M., Leshchukh, I., & Baranova, V. (2021). The effect of the COVID-19 pandemic and quarantine restrictions on business and socio-economic dynamic in Ukraine. *Management Theory and Studies for Rural Business and Infrastructure Development*, 43(3), 415-429. <https://doi.org/10.15544/mts.2021.38>
- Mitchell, A. (2013). *Risk and resilience: From good idea to good practice*. OECD Publishing. OECD Development Co-operation Working Papers, No. 13. <https://doi.org/10.1787/5k3ttg4xcbbp-en>
- Mulska, O., Storonyanska, I., Patytska, K., Ivaniuk, U., & Voznyak, H. (2023). Economic growth of Ukrainian regions and determinants of financial resilience: Modeling the causal nexus. *Problems and Perspectives in Management*, 21(4), 398-414. [https://doi.org/10.21511/ppm.21\(4\).2023.31](https://doi.org/10.21511/ppm.21(4).2023.31)
- Novikova, O., & Ostafychuk, Y. (2023). Ensuring balanced social and labor development of Ukraine: Challenges and opportunities. *Industrial Economics*, 2(102), 62-77. <https://doi.org/10.15407/econindustry2023.02.062>
- Rizzi, P., Graziano, P., & Dallara, A. (2018). A capacity approach to territorial resilience: The case of European regions. *The Annals of Regional Science*, 60(2), 285-328. <https://doi.org/10.1007/s00168-017-0854-1>
- Semiv, S., Berezivskiy, Y., Baranyak, I., Mulska, O., & Ivaniuk, U. (2021). Priorities and tools of regulation of external migration in the Carpathian region of Ukraine. *Agricultural and Resource Economics: International Scientific E-Journal*, 7(2), 160-181. <https://doi.org/10.51599/are.2021.07.02.09>
- United Nations Office for Disaster Risk Reduction (UNDRR). (2017). The Sendai Framework Terminology on Disaster Risk Reduction. "Resilience". Retrieved March 3 2025, from: <https://www.undrr.org/terminology/resilience>
- Shpak, N., Kulyniak, I., Novakivskiy, I., & Oleksiv, I. (2023). Clusterization in tourism development level's assessment of regions: Example of Ukraine. *Journal of Tourism and Services*, 14(26), 45-56. <https://doi.org/10.29036/jots.v14i26.444>
- Simmie, J., & Martin, R. (2010). The economic resilience of regions: Towards an evolutionary approach. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 3(1), 27-43. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsp029>
- Vasylytsiv, T., Melnyk, M., Leshchukh, I., Fleychuk, M., & Ilyash, O. (2024). Priority directions and tools for shaping youth policy in Ukraine in the context of war and post-war recovery. *Financial and Credit Activity Problems of Theory and Practice*, 6(59), 547-566. <https://doi.org/10.55643/fcaptop.6.59.2024.4542>
- Vasylytsiv, T., Mulska, O., Hrabynska, I., Ivaniuk, U., & Shopska, Y. (2023). Financial and economic security of agricultural business: specifics, analysis methodology, and measures of stabilization. *Agricultural and Resource Economics: International Scientific E-Journal*, 9(2), 88-110. <https://doi.org/10.51599/are.2023.09.02.04>
- Voznyak, H., Mulska, O., Bil, M., Patytska, K., & Lysiak, L. (2022). Financial well-being of territorial communities and the economic growth of the regions of Ukraine: Assessment and modeling of interrelation. *Agricultural and Resource Economics: International Scientific E-Journal*, 8(2), 141-157. <https://doi.org/10.51599/are.2022.08.02.08>

- Voznyak, H., Patytska, K., Mulska, O., Zherybylo, I., & Sorokovyi, D. (2024). Resilience of territorial communities amid the war against Ukraine: The role of budgetary instruments. *Public and Municipal Finance*, 13(1), 41-54. [https://doi.org/10.21511/pmf.13\(1\).2024.04](https://doi.org/10.21511/pmf.13(1).2024.04)
- Walker, B., Holling, C. S., Carpenter, S. R., & Kinzig, A. (2004). Resilience, adaptability and transformability in social-ecological systems. *Ecology and Society*, 9(2), 5. <https://doi.org/10.5751/ES-00650-090205>
- Zhu, F., Ying, B., & Xiang, C. (2025). Advancements in rural resilience research over the past two decades and its significance for sustainable development. *Discover Sustainability*, 6(1). <https://doi.org/10.1007/s43621-025-00901-x>

Received on 12th April 2025,
after revision,
accepted for publication on 5th March 2026.
Published online on 25th August 2026.

Olha Mulska is a Senior Researcher at M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine. Her research interests include migration theory, migration governance and socio-economic impacts, the relationship between migration and economic growth, business and intellectual property migration, and the socio-economic sustainability and resilience of regions and communities.

Iryna Leshchukh is a Senior Researcher at M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine. Her research interests include spatial development, territorial socio-economic systems, regional and local development, and the social and economic resilience of communities, cities, and regions under global challenges and shocks.

Mariana Bil is a Senior Researcher at M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine. Her research interests include population mobility, youth migration, social vulnerability, well-being, access to social infrastructure, and employment policy.

Ihor Baranyak is a Senior Researcher at M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine. His research interests include demographic modelling and forecasting, migration processes and risks, the interactions between migration and socio-economic development, demographic losses, and population social vulnerability.

ANNEXES

ANNEX A

The indicators of the resilience of the regional labor market: **Vulnerability** to macroeconomic shocks, 2010-2021

Regions	Vulnerability indicators								
	Losses (pp)			Period (years)			Speed (pp/year)		
	2014-2015	2020-2021	average	2014	2020-2021	average	2014	2021	average
Ukraine	-0.064	-0.100	-0.082	3	1	2	0.021	0.100	0.061
Vinnyska	-0.005	-0.017	-0.011	1	1	1	0.005	0.017	0.011
Volynska	-0.008	-0.063	-0.036	2	1	1.50	0.004	0.063	0.034
Dnipropetrovska	-0.004	-0.012	-0.008	1	1	1	0.004	0.012	0.008
Donetska	-0.216	-0.065	-0.141	3	1	2	0.072	0.065	0.069
Zhytomyrska	-0.013	-0.038	-0.026	1	1	1	0.013	0.038	0.026
Zakarpatska	-0.014	-0.090	-0.052	3	1	2	0.005	0.090	0.047
Zaporizka	-0.058	-0.069	-0.064	2	1	1.5	0.029	0.069	0.049
Ivano-Frankivska	-0.004	-0.095	-0.050	3	1	2	0.001	0.095	0.048
Kyivska	-0.007	-0.025	-0.016	5	1	3	0.001	0.025	0.013
Kirovohradska	-0.024	-0.072	-0.048	2	1	1.5	0.012	0.072	0.042
Luhanska	-0.247	-0.068	-0.158	4	2	3	0.062	0.034	0.048
Lvivska	-0.030	-0.053	-0.042	2	1	1.50	0.015	0.053	0.034
Mykolayivska	-0.015	-0.080	-0.048	3	1	2	0.005	0.080	0.043
Odeska	-0.015	-0.034	-0.025	2	1	1.5	0.008	0.034	0.021
Poltavska	-0.079	-0.083	-0.081	2	1	1.5	0.040	0.083	0.061
Rivnenska	-0.054	-0.067	-0.060	3	1	2	0.018	0.067	0.043
Sumska	-0.008	-0.026	-0.017	3	1	2	0.003	0.026	0.014
Ternopil'ska	0.004	-0.086	-0.041	1	1	1	0.004	0.086	0.045
Harkivska	-0.017	-0.042	-0.030	2	1	1.5	0.009	0.042	0.025
Herson'ska	-0.043	-0.037	-0.040	5	1	3	0.009	0.037	0.023
Hmelnytska	0.006	-0.084	-0.039	2	1	1.5	0.003	0.084	0.044
Cherkaska	-0.004	-0.033	-0.019	2	1	1.5	0.002	0.033	0.018
Chernivetska	-0.012	-0.068	-0.040	3	2	2.5	0.004	0.034	0.019
Chernihiv'ska	-0.033	-0.074	-0.054	2	1	1.5	0.017	0.074	0.045

Source: Authors

ANNEX B

The indicators of the resilience of the regional social system: **Vulnerability** to macroeconomic shocks, 2010-2021

Regions	Vulnerability indicators									
	Period (years)			Speed (pp/year)			Vulnerability			
	2014	2020-2021	average	after 2014	2021	average	2014-2015	2020-2021	average	Total
Ukraine	1	1	1	0.263	0.050	0.156	0.132	0.025	0.078	0.156
Vynnytska	4	1	2.5	0.017	0.119	0.068	0.138	0.060	0.099	0.198
Volynska	4	2	3	0.026	0.058	0.042	0.209	0.116	0.162	0.325
Dnipropetrovska	3	2	2.5	0.019	0.065	0.042	0.085	0.129	0.107	0.214
Donetska	3	2	2.5	0.114	0.045	0.079	0.511	0.090	0.300	0.601
Zhytomyrska	2	1	1.5	0.050	0.127	0.088	0.099	0.063	0.081	0.163
Zakarpatska	2	2	2	0.084	0.076	0.080	0.168	0.152	0.160	0.319
Zaporizka	3	2	2.5	0.006	0.070	0.038	0.027	0.141	0.084	0.168
Ivano-Frankivska	2	2	2	0.040	0.070	0.055	0.081	0.140	0.110	0.221
Kyivska	2	2	2	0.044	0.072	0.058	0.088	0.144	0.116	0.232
Kirovohradska	2	2	2	0.060	0.038	0.049	0.119	0.077	0.098	0.196
Luhanska	2	1	1.5	0.213	0.057	0.135	0.426	0.028	0.227	0.455
Lvivska	5	2	3.5	0.008	0.056	0.032	0.096	0.111	0.104	0.208
Mykolayivska	3	3	3	0.026	0.019	0.022	0.118	0.085	0.101	0.202
Odeska	2	2	2	0.047	0.033	0.040	0.093	0.066	0.080	0.160
Poltavska	1	2	1.5	0.085	0.082	0.083	0.042	0.163	0.103	0.206
Rivnenska	3	2	2.5	0.022	0.065	0.044	0.099	0.131	0.115	0.230
Sumska	3	1	2	0.027	0.157	0.092	0.120	0.078	0.099	0.198
Ternopil'ska	3	2	2.5	0.031	0.065	0.048	0.141	0.130	0.136	0.271
Harkiv'ska	2	2	2	0.046	0.060	0.053	0.093	0.120	0.107	0.213
Herson'ska	2	2	2	0.041	0.057	0.049	0.082	0.115	0.098	0.197
Hmelnytska	2	2	2	0.050	0.071	0.061	0.101	0.142	0.121	0.242
Cherkaska	2	2	2	0.062	0.042	0.052	0.123	0.085	0.104	0.208
Chernivetska	3	2	2.5	0.031	0.067	0.049	0.140	0.134	0.137	0.274
Chernihiv'ska	3	2	2.5	0.032	0.063	0.048	0.143	0.127	0.135	0.270

Source: Authors

ANNEX C

The indicators of the resilience of the regional demographic system: **Vulnerability** to macroeconomic shocks, 2010-2021

Regions	Vulnerability indicators									
	Period (years)			Speed (pp/year)			Vulnerability			
	2014	2020-2021	average	after 2014	2021	average	2014-2015	2020-2021	average	total
Ukraine	2	3	2.5	0.006	0.019	0.012	0.013	0.084	0.048	0.097
Vinnyska	1	2	1.5	0.011	0.005	0.008	0.005	0.010	0.008	0.015
Volynska	2	3	2.5	0.012	0.008	0.010	0.025	0.034	0.030	0.059
Dnipropetrovska	1	1	1.0	0.004	0.014	0.009	0.002	0.007	0.005	0.009
Donetska	5	3	4.0	0.063	0.002	0.033	0.790	0.009	0.400	0.799
Zhytomyrska	2	1	1.5	0.016	0.096	0.056	0.031	0.048	0.040	0.080
Zakarpatska	1	2	1.5	0.031	0.004	0.017	0.015	0.008	0.011	0.023
Zaporizka	2	1	1.5	0.009	0.125	0.067	0.018	0.062	0.040	0.081
Ivano-Frankivska	2	1	1.5	0.027	0.019	0.023	0.054	0.010	0.032	0.064
Kyivska	1	6	3.5	0.033	0.013	0.023	0.017	0.243	0.130	0.259
Kirovohradska	2	1	1.5	0.032	0.100	0.066	0.063	0.050	0.057	0.113
Luhanska	2	3	2.5	0.160	0.007	0.083	0.320	0.029	0.175	0.349
Lvivska	5	2	3.5	0.008	0.056	0.032	0.096	0.111	0.104	0.208
Mykolayivska	2	2	2.0	0.003	0.038	0.020	0.005	0.076	0.041	0.081
Odeska	1	2	1.5	0.005	0.009	0.007	0.002	0.018	0.010	0.020
Poltavska	2	2	2.0	0.003	0.038	0.020	0.005	0.076	0.041	0.081
Rivnenska	2	1	1.5	0.025	0.033	0.029	0.050	0.016	0.033	0.067
Sumska	1	1	1.0	0.067	0.015	0.041	0.034	0.007	0.021	0.041
Ternopil'ska	5	1	3.0	0.028	0.060	0.044	0.352	0.030	0.191	0.382
Harkivska	3	1	2.0	0.008	0.103	0.056	0.038	0.051	0.045	0.089
Herson'ska	1	4	2.5	0.044	0.014	0.029	0.022	0.116	0.069	0.137
Hmelnytska	3	3	3.0	0.025	0.031	0.028	0.112	0.140	0.126	0.252
Cherkaska	3	2	2.5	0.026	0.013	0.019	0.117	0.025	0.071	0.142
Chernivetska	2	2	2.0	0.033	0.017	0.025	0.066	0.034	0.050	0.100
Chernihiv'ska	1	1	1.0	0.044	0.071	0.058	0.022	0.036	0.029	0.058

Source: Authors

ANNEX D

The indicators of the resilience of the regional economic system: **Vulnerability** to macroeconomic shocks, 2010-2021

Regions	Vulnerability indicators									
	Period (years)			Speed (pp/year)			Vulnerability			
	2014	2020-2021	average	after 2014	2021	average	2014-2015	2020-2021	average	total
Ukraine	3	1	2.0	0.057	0.011	0.034	0.259	0.005	0.132	0.264
Vynnytska	2	1	1.5	0.058	0.049	0.054	0.117	0.025	0.071	0.141
Volynska	3	1	2.0	0.011	0.010	0.010	0.048	0.005	0.027	0.053
Dnipropetrovska	5	2	3.5	0.016	0.008	0.012	0.202	0.015	0.109	0.217
Donetska	2	2	2.0	0.125	0.026	0.075	0.250	0.052	0.151	0.301
Zhytomyrska	2	1	1.5	0.083	0.043	0.063	0.166	0.022	0.094	0.188
Zakarpatska	4	2	3.0	0.006	0.022	0.014	0.052	0.045	0.048	0.096
Zaporizka	5	1	3.0	0.022	0.027	0.025	0.273	0.014	0.144	0.287
Ivano-Frankivska	3	1	2.0	0.033	0.026	0.030	0.150	0.013	0.082	0.163
Kyivska	4	3	3.5	0.012	0.016	0.014	0.095	0.070	0.083	0.165
Kirovohradska	2	1	1.5	0.075	0.057	0.066	0.151	0.028	0.089	0.179
Luhanska	2	3	2.5	0.183	0.014	0.098	0.366	0.061	0.214	0.428
Lvivska	2	1	1.5	0.029	0.020	0.025	0.059	0.010	0.034	0.069
Mykolayivska	2	1	1.5	0.075	0.031	0.053	0.150	0.015	0.083	0.166
Odeska	2	1	1.5	0.050	0.053	0.052	0.100	0.027	0.063	0.127
Poltavska	4		4.0	0.023		0.023	0.182	0.000	0.091	0.182
Rivnenska	3	1	2.0	0.039	0.012	0.026	0.176	0.006	0.091	0.183
Sumska	3	1	2.0	0.028	0.029	0.028	0.125	0.014	0.070	0.140
Ternopil'ska	4	2	3.0	0.010	0.009	0.010	0.081	0.018	0.050	0.099
Harkivska	4	1	2.5	0.024	0.017	0.021	0.194	0.008	0.101	0.202
Herson'ska	2	1	1.5	0.077	0.065	0.071	0.154	0.033	0.094	0.187
Hmelnytska	3	2	2.5	0.036	0.015	0.025	0.160	0.030	0.095	0.190
Cherkaska	2	1	1.5	0.071	0.040	0.055	0.141	0.020	0.081	0.161
Chernivetska	5	1	3.0	0.020	0.013	0.016	0.245	0.006	0.126	0.252
Chernihiv'ska	3	1	2.0	0.039	0.007	0.023	0.176	0.003	0.090	0.179

Source: Authors

DRUŠTVENO-EKONOMSKA OTPORNOST UKRAJINE NA ŠOKOVE: PROSTORNO I VREMENSKO MODELIRANJE

Olha Mulska, Iryna Leshchukh, Mariana Bil and Ihor Baranyak

*M. Dolishnyi Institute of Regional Research of the National Academy of Sciences of Ukraine,
Ukraine*

Ovaj rad ima za cilj da proceni društveno-ekonomsku otpornost ukrajinskih regiona prilikom suočavanja sa šokovima, uključujući i invaziju Ruske Federacije na Ukrajinu, aneksiju teritorija, društveno-političku krizu 2014. godine, kao i COVID-19 pandemiju tokom 2020. i 2021. godine. Sveobuhvatni metodološki pristup kombinuje konstrukciju vremenskih i prostornih kompozitnih indikatora tržišta rada i društvenog, demografskog i privrednog razvoja uz identifikaciju gubitaka povezanih sa šokovima, kapacitet za oporavak od istih i dinamiku ranjivosti i oporavka. Korišćeni okvir pravi razliku između trenutnih gubitaka i dugoročnog adaptivnog kapaciteta. Empirijski rezultati pokazuju da su dva glavna šoka (društveno-politička kriza 2014. godine i COVID-19 pandemija) prouzrokovala značajne regionalne gubitke, pri čemu je tržište rada u Donjeckoj i Luganskoj oblasti pretrpelo najstrmoglaviji pad, dok su se zapadni i centralni regioni pokazali kao otporniji na te šokove. Te oblasti su bile ranjive u naredne dve do tri godine, dok je sam oporavak trajao i više od četiri godine. Sve u svemu, otpornost ne zavisi samo od prevazilaženja trenutnih šokova, već i od jačanja demografske stabilnosti, institucionalnog kapaciteta i mehanizama prilagođavanja u cilju obezbeđivanja održivog posleratnog oporavka.

Ključne reči: otpornost, Ukrajina, šokovi, tržište rada, demografsko stanje, oporavak

JEL Classification: O15, O20, R33

Izvorni naučni članak

UDK: 336.7(497.11)

doi:10.5937/ekonhor2602137L

PASIVNE KAMATNE STOPE U TRANSMISIONOM MEHANIZMU MONETARNE POLITIKE U DVOVALUTNOM MONETARNOM SISTEMU: SLUČAJ SRBIJE

Velimir Lukić* i Svetlana Popović

Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, Republika Srbija

Pošto je finansijski sistem u Srbiji visoko evroizovan, opažaju se dva zasebna procesa u kamatnom kanalu transmissionog mehanizma monetarne politike vezana za pasivne kamatne stope: prenos na kamatne stope na dinarske depozite i prenos na kamatne stope na devizne (evro) depozite. Dobijeni rezultati za prenos kod dinarskih kamatnih stopa su: a) prenos u dugom roku varira u opsegu koji je ispod jedinične vrednosti, što znači da je prenos sa međubankarske stope na tržištu novca na pasivne kamatne stope nepotpun; b) prenos u kratkom roku je slab; i c) brzina prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži je relativno visoka. Rezultati kod prenosa na kamatne stope na devizne (evro) depozite pokazuju snažnije dokaze o kointegracionim odnosima među kamatnim stopama u poređenju sa rezultatima kod dinarskih kamatnih stopa, a pored toga veoma blisko oponašaju prenos kamatnih stopa u evrozoni po svim relevantnim obeležjima. Nalazi u radu pokazuju da monetarna politika u evrozoni i monetarna politika u Srbiji čine koherentnu celinu koja upravlja kretanjem pasivnih kamatnih stopa u skladu sa ciljevima tekuće monetarne politike i determiniše troškove depozitnih izvora finansiranja banaka.

Ključne reči: prenos kamatnih stopa, transmisioni mehanizam monetarne politike, depoziti, autoregresioni model sa rasporedom docnji

JEL Classification: E43, E52, G21

UVOD

Popuštanje i zaoštavanje monetarne politike sastavni je deo vođenja i usmeravanja privrede ka postizanju stabilnosti i ekonomskog blagostanja. Kurs monetarne politike se javnosti obelodanjuje kroz promene referentnih kamatnih stopa. Na nisku inflaciju, slab

ekonomski rast ili stagnaciju ekonomske aktivnosti sa niskim investicijama se odgovara snižavanjem kamatnih stopa od strane centralne banke, što bi u kombinaciji sa drugim instrumentima ekonomske politike trebalo da podstakne ekonomsku aktivnost. Ako upravljanje kamatnim stopama nije dovoljno da obezbedi oživljavanje ekonomske aktivnosti, tradicionalnu monetarnu politiku mogu pratiti nekonvencionalne mere monetarne politike kao što je kvantitativno popuštanje. Specifične

* Korespondencija: V. Lukić, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Kamenička 6, 11000 Beograd, Republika Srbija; e-mail: velimir@ekof.bg.ac.rs

nekonvencionalne mere, kao što su program kupovine imovine ili pandemijski program hitnih kupovina aktive, kroz masovne kupovine srednjoročnih i dugoročnih finansijskih aktiva, snažno utiču na izravnavanje krive prinosa, tj. snižavanje dugoročnih tržišnih kamatnih stopa, što je teško postići samo upravljanjem kratkoročnim kamatnim stopama, koje pripada okviru tradicionalne monetarne politike (Lukić, 2012). Mana upravljanja kamatnim stopama bile su svesne i centralne banke pa su u poslednjoj instanci pokušale sa spuštanjem svojih ključnih kamatnih stopa u negativnu zonu, što je u praksi bio slučaj sa kamatnom stopom na depozitne olakšice Evropske centralne banke.

Kanal kamatnih stopa nije zadovoljavajuće efikasan u određenim konstelacijama ekonomskog okruženja. Nekonvencionalne mere monetarne politike dopunjuju konvencionalne mere monetarne politike kako bi proizvele potpuni monetarni efekat na finansijski sistem i privredu u uslovima izrazito niske inflacije (Darracq Pariès, Moccerro, Krylova & Marchini, 2014; Hristov, Hülsewig & Wollmershäuser, 2014; van Borstel, Eickmeier & Krippner, 2014). R. Horvath, J. Kotlebova i M. Siranova (2018) ističu da su nekonvencionalne mere pomogle u jačanju transmisije monetarnih impulsa konvencionalne monetarne politike u evrozoni, koja je bila narušena krizom suverenog duga.

Ovaj rad se bavi prilagođavanjem troškova na depozitnoj strani bilansa stanja banaka, koje proizlazi iz odluka monetarne politike. Doprinos se ogleda u boljem razumevanju specifičnosti mehanizma transmisije monetarne politike u Srbiji, kao primeru zemlje u kojoj ekonomski subjekti iskazuju relativno snažne preferencije prema depozitima, kako u domaćoj, tako i u stranoj valuti. Visoko prisustvo i oslanjanje na stranu valutu u monetarnom sistemu dodatno doprinose njegovom karakterisanju kao dvovalutni monetarni sistem.

Rad je usmeren na analizu transmisije kamatnih stopa u domenu kamatnih stopa na depozite. Imajući u vidu da finansijski sistem Srbije karakteriše visok stepen evroizacije, u njemu istovremeno postoje dva različita procesa prenosa kamatnih stopa. Kamatne stope na dinarske depozite usklađuju se sa ključnom

kamatnom stopom Narodne banke Srbije, dok bi kamatne stope na depozite denominovane u evrima trebalo da budu usklađene sa ključnom kamatnom stopom Evropske centralne banke. Prvi proces može se označiti kao domaća transmisija kamatnih stopa, dok se drugi može definisati kao uvozna (prekogranična) transmisija kamatnih stopa.

Rad ima dva osnovna istraživačka cilja. Prvo, ispituje da li monetarna politika evrozone utiče na troškove evro-depozita za banke koje posluju izvan područja evra. Iako je očekivano da domaća referentna kamatna stopa utiče na kamatne stope na depozite u domaćoj valuti, nije podjednako jasno da li se isti princip može primeniti i na depozite u stranoj valuti. Naime, deponenti u zemlji koja nije članica evrozone nemaju jednostavnu mogućnost da svoje depozite prebace u banke koje posluju unutar evrozone, gde bi (uobičajeno) kamatne stope trebalo da budu povezane sa ključnom kamatnom stopom Evropske centralne banke.

Drugo, sa kvantitativnog aspekta, rad poredi brzinu prilagođavanja i intenzitet domaće transmisije kamatnih stopa sa uvoznom (prekograničnom) transmisijom kamatnih stopa.

PREGLED LITERATURE

Tradicionalni kanal kamatnih stopa monetarne politike u okruženju povišene inflacije bez sumnje ima primarni značaj. Za centralne banke je neophodno da dobro razumeju koliko brzo i u kojoj meri se promena njihovih referentnih kamatnih stopa prenosi na spektar tržišnih i bankarskih kamatnih stopa (Borio & Fritz, 1995; Mojon, 2000; de Bondt, 2005; European Central Bank, 2010; Aziakponi & Wilson, 2013). Ovo je prvi korak u mehanizmu prenosa monetarne politike koji ima za cilj iniciranje promena i prilagođavanja u celokupnoj privredi, koja se ispoljavaju u promeni ponude i tražnje za robom i uslugama, što će dovesti do očuvanja stabilnosti cena. Kretanje kamatnih stopa se odražava na kretanje agregatne tražnje (Kwapil & Scharler, 2010).

Delovanje prenosa kamatnih stopa je podloga za efikasno funkcionisanje ostalih glavnih kanala

monetarne politike. Ostali kanali monetarne politike zavise od nesmetanog i uhodanog funkcionisanja kanala kamatnih stopa (Egert, Crespo-Cuaresma & Reininger, 2007). Ako se promena referentne kamatne stope ne prenese konzistentno na tržišne i bankarske kamatne stope, onda se može očekivati da će kreditni kanal, kanal deviznog kursa ili kanal cena imovine biti neefikasni.

Depoziti predstavljaju najveći deo ukupnih obaveza banaka i kao takvi su glavni izvor finansiranja za banke. Stabilna depozitna baza doprinosi stabilnosti banaka (Živković, Stankić, Marinković & Lukić, 2023). Stabilnost depozitnih izvora je posebno važna za finansiranje rizične i nelikvidne imovine (Drechsler, Savov & Schnabl, 2017).

Deo depozita je obično nekamatonosan, tj. transakcioni i depoziti po viđenju, dok štedni i oročeni depoziti koji nose kamatu čine značajan deo ukupnih depozitnih obaveza. Povećanje referentne kamatne stope može se u različitom stepenu preneti na različite kategorije finansijske imovine, a takođe prenos može da varira i unutar podvrsta osnovnih kategorija finansijske imovine. To se odnosi i na depozite kao važan tip finansijske imovine, a razvoj i reakcija pasivnih kamatnih stopa predmet su analize u ovom radu.

Kamatne stope na depozite najčešće se definišu kao fiksne stope, zbog čega njihova promena iziskuje formalni postupak ponovnog određivanja cena i odluku menadžmenta u svakoj banci da bi nove kamatne stope stupile na snagu. Aktivne kamatne stope često su deklarisanе kao varijabilne stope, zbog čega se one usklađuju sa relevantnim tržišnim kamatnim stopama, koje su preovlađujuće determinisane promenama referentne kamatne stope, po automatizmu. Shodno tome, kamatne stope na kredite imaju inherentni mehanizam prilagođavanja koji pojačava prenos kamatnih stopa, ali sličan mehanizam nije ni na koji način uključen u promene kamatnih stopa na depozite.

Proučavanje oblasti prenosa na pasivne kamatne stope je neretko zanemareno u istraživanjima, pa su tako J. Gregor, A. Melecký i M. Melecký (2019) sprovedli meta-analizu literature koja obuhvata 52 rada o prenosu kamatnih stopa, ali se ni u jednom

od njih ne proučava prenos na kamatne stope na depozite. Umesto toga, pažnja se pretežno posvećuje prenosu na kamatne stope na kredite. G. Petrevski i J. Bogoev (2012) istraživali su prenos kamatnih stopa u jugoistočnoj Evropi, u Severnoj Makedoniji, Hrvatskoj i Bugarskoj; zemljama koje su usvojile čvršće režime deviznog kursa, tj. preuzele čvršću obavezu vezivanja svojih valuta za evro, ali nisu istraživali prenos na pasivne kamatne stope. Zaključili su da je prenos na aktivne kamatne stope u dugom roku bio potpun samo u Severnoj Makedoniji, pa zbog toga i sporosti kratkoročnog prilagođavanja uopšte, kanal kamatnih stopa nije ocenjen kao efikasan u ispitivanim zemljama.

Po pravilu, banke određuju svoje kamatne stope polazeći od relevantnih tržišnih kamatnih stopa koje služe kao referentna vrednost. Prilikom određivanja kamatnih stopa na različite kreditne proizvode, banke dodaju različitu maržu na definisanu referentnu vrednost za konkretan proizvod ili za proizvod plasiran konkretnom zajmoprimcu, a na isti način se pasivne kamatne stope određuju oduzimanjem marže od iste referentne vrednosti (Rousseas, 1985; De Graeve, De Jonghe & Vander Vennet 2007; Andries & Billon, 2016). Zato su troškovi finansiranja banaka i troškovi depozita usko povezani sa preovlađujućim nivoom tržišnih kamatnih stopa.

Ako se referentna kamatna stopa centralne banke poveća, očekuje se da će banke povećati kamatne stope na depozite, ali to zavisi od toga da li će banke negativnu maržu na referentnu kamatnu vrednost ostaviti nepromenjenom. Ako se marža poveća, banke vrše nizak kamatni prenos sa pozitivnim efektima na njihovu zaradu. I. Drechsler *et al* (2017) na osnovu podataka iz SAD pokazuju da se kamatni *spread* kod depozita (razlika između kamatne stope na federalne sredstva i kamatne stope na depozite) širi kada se kamatna stopa na federalna sredstva poveća, što posledično dovodi do odliva depozita iz bankarskog sistema. Pod uslovom da ekonomski subjekti imaju pristup razvijenim finansijskim tržištima i da mogu da preusmere sredstva prema drugim finansijskim instrumentima, dolazi do kontrakcije depozita, što dovodi do kontrakcije kreditiranja od strane bankarskog sektora, čime se pokreće transmisija monetarne politike.

Što manje finansijskih i investicionih alternativa imaju štediše, a što sa druge strane banke imaju veću tržišnu moć, to su banke sklonije da iskoriste priliku koja dolazi sa rastom referentne kamatne stope centralne banke. Prosečni štediša na tržištima u razvoju, čiji je finansijski sistem uglavnom bankocentričan, nema mnogo raspoloživih opcija za usmeravanje kratkoročne i srednjoročne štednje ka drugim finansijskim institucijama ili finansijskim berzama, dok je dugoročna štednja generalno na niskom nivou. Investicioni fondovi sa tržišta novca i investicije u državne zapise i obveznice nisu popularno investiciono sredstvo u zemljama u razvoju, tako da banke imaju relativno veću tržišnu moć u zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama. Ako je elastičnost tražnje za depozitima manja od jedinice, kamatni prenos može postati disproporcionalan na račun deponenata (Egert *et al*, 2007).

T. Messer i F. Niepmann (2023) primećuju da su kamatne stope na depozite inertne i da se sporo menjaju kada se referentna kamatna stopa centralne banke promeni. F. De Graeve *et al* (2007) tvrde da su kamatne stope na depozite po viđenju i štedne depozite veoma rigidne u promenama, dok je kod oročenih depozita rigidnost prisutna u manjoj meri. N. Andries i S. Billon (2016) na osnovu svoje meta studije naučnih radova otkrivaju da je veličina kamatnog prenosa u dugom roku mnogo veća za kamatne stope na kredite u poređenju sa kamatnim stopama na depozite. Na kamatnu stopu na depozite negativno utiču realni bruto domaći proizvod i inflacija, a male banke moraju da plate premiju na kamatne stope na depozite kako bi privukle potrebnu količinu depozitnih sredstava (Gambacorta, 2008). Literatura uglavnom naglašava da prenos na kamatne stope na depozite izgleda manje potpun, ali se povećava za depozite dužih rokova dospeća (de Bondt, 2002). H. Sander i S. Kleimeier (2004) otkrivaju da je prosečan dugoročni koeficijent kamatnog prenosa za različite vrste depozita ispod 0,5 i tvrde da veća konkurencija poboljšava prenos na kamatne stope na depozite.

A. Ferrer, G. Ganics, A. Molina Iserte i J. M. Serena (2023) tvrde da je kamatni prenos sa Euribora na kamatne stope na depozite slabiji u bankarskim sistemima sa većim viškom likvidnosti i većim stepenom koncentracije na tržištu depozita, i da je

nedavni porast Euribora u manjoj meri uticao na kamatne stope na depozite u poređenju sa ranije zabeleženim iskustvima. Kada banke imaju obilne viškove rezervi, nemaju snažan podsticaj da mobilišu depozite jer im sredstava ne nedostaje, pa se stoga kamatne stope na depozite prilagođavaju još sporije nego što bi inače u normalnim okolnostima. S. Kho (2025) je istraživao silaznu i uzlaznu inerciju kamatnih stopa na depozite i otkrio da je prenos na kamatne stope na depozite sporiji (brži) kada kamatne stope rastu (padaju) u nacionalnim bankarskim sektorima sa većim stepenom tržišne koncentracije. T. Messer i F. Niepmann (2023) tvrde da je prenos na kamatne stope na depozite slab u uslovima kombinacije stanja obilne likvidnosti i ograničenih mogućnosti banaka za rast kreditiranja.

I. Moder (2023) je istraživala efekat prekograničnog preliivanja monetarne politike, sa monetarne politike ECB na kamatne stope na kredite i depozite denominirane u evrima u zemljama centralne, istočne i jugoistočne Evrope koje su zadržale nacionalnu valutu. U radu su upoređene karakteristike prenosa sa referentne kamatne stope ECB i sa referentne kamatne stope domaćih centralnih banaka na depozite i kredite u evrima, ali nije istraživao prenos sa domaće referentne kamatne stope na depozite u domaćoj valuti.

CILJ RADA I ISTRAŽIVAČKA MOTIVACIJA

Rad se fokusira na pasivnu stranu bilansa stanja banaka i na uticaj odluka monetarne politike na kamatne rashode banaka putem kanala prenosa kamatnih stopa. U radu se analiziraju specifičnosti mehanizma transmisije monetarne politike u Srbiji, kao primera zemlje u kojoj ekonomski subjekti imaju prilično snažne motive za držanje depozita denominiranih kako u domaćoj, tako i u stranoj valuti. Značajno prisustvo i oslanjanje na stranu valutu u monetarnom sistemu u Srbiji doprinosi njegovom određivanju kao dvovalutnog monetarnog sistema.

Predmet analize u radu je sfera pasivnih kamatnih stopa u okviru kamatnog kanala transmisije monetarne politike. Pošto je finansijski sistem u Srbiji

visoko evroizovan, postoje dva odvojena, i suštinski nekoordinisana, procesa prenosa na kamatne stope na depozite. Kamatne stope na portfolio dinarskih depozita usklađuju se sa referentnom kamatnom stopom Narodne banke Srbije, a kamatne stope na portfolio depozita denominiran u evrima trebalo bi da budu usklađene sa referentnom kamatnom stopom ECB-a. Prvi proces se može nazvati prenosom na kamatne stope na dinarske depozite (kanal sa domicilnim impulsom), a drugi proces prekograničnim prenosom na kamatne stope na devizne (evro) depozite (kanal sa inostranim impulsom).

Istraživački interes u radu je dvostruk. Prvo, istražuje se da li monetarna politika u evrozoni utiče na troškove depozita denominiranih u evrima u bankama koje posluju van evrozone. Iako je izvesno da bi domaća referentna kamatna stopa trebalo da utiče na kamatne stope na depozite u domaćoj valuti, ne može se jednostavno uzeti da isto rezonovanje važi i za depozite u stranoj valuti, jer deponenti u zemljama van evrozone nemaju jednostavnu mogućnost arbitraže da prebace svoje depozite u banke koje posluju u evrozoni gde bi, po mehanizmu delovanja kamatnog kanala transmisije, kamatne stope trebalo da budu vezane za referentnu kamatnu stopu u evrozoni. Drugo, upoređuju se brzina i konačna veličina prenosa na kamatne stope na dinarske depozite i prenosa na kamatne stope na devizne (evro) depozite, kako bi se ustanovilo koji od dva paralelna i zasebna procesa upravljanja kamatnim stopama u ekonomiji bolje funkcioniše.

METODOLOGIJA

Izbor metodologije primenjene u radu vođen je karakteristikama vremenskih serija promenljivih. Uobičajeni problem sa vremenskim serijama u ekonomiji je njihova nestacionarnost. Ako se ne reši adekvatno, nestacionarnost može dovesti do reperkusija koje se manifestuju u lažnoj regresiji ili pogrešnim tumačenjima dobijenih rezultata. U tu svrhu razvijen je, između ostalog, koncept kointegracije kako bi se rešio problem nestacionarnosti u oceni regresivnih modela

(Mladenović i Nojković, 2012). U slučaju kada su dve promenljive, zavisna i objašnjavajuća, nestacionarne prvog reda $I(1)$, može postojati poseban slučaj u kojem je njihova linearna kombinacija stacionarni proces $I(0)$. Ipak, serije možda nisu kointegrirane, što znači da je njihova linearna kombinacija takođe prvog reda integrisanosti $I(1)$, dok s druge strane, ako linearna kombinacija ima konstantne srednju vrednost i varijansu tokom vremena, a kovarijansa između vrednosti dve serije zavisi samo od dužine vremena između opservacija, ona se naziva stacionarna, ili nultog reda integrisanosti $I(0)$. Stacionarnost linearne kombinacije proizilazi iz činjenice da dve vremenske serije ne odstupaju jedna od druge tokom vremena zbog deljenja sličnih stohastičkih trendova (Engle & Granger, 1987).

Tipičan bivarijantni (zavisna promenljiva i jedan regresor) autoregresivni model sa rasporedom docniji (ARDL) ima oblik:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ARDL model se može izraziti kroz tri različite forme. U varijanti modela koja je data jednačinom (1), sve promenljive se nalaze u nivou. Druga varijanta modela se bavi ocenama veza u dugom i kratkom roku, dok model sa korekcijom ravnotežne greške karakteriše treću varijantu.

Pošto je dvovarijantni ARDL model dat u obliku ARDL (1,1) najjednostavniji, možemo demonstrirati poslednje dve varijante koristeći ga kao primer. Osnovni izraz za model u nivou sa jednom docnjom je:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sređujući izraz tako da se oduzme y_{t-1} sa obe strane jednačine, uz dodavanje izraza $\beta_0 x_{t-1} - \beta_0 x_{t-1}$ sa desne strane jednačine dobija se:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0(x_t - x_{t-1}) + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Izraz se može dalje pojednostaviti:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dugoročna veza se ocenjuje pomoću koeficijenata ispred varijabli sa docnjom y_{t-1} i x_{t-1} , dok je kratkoročna komponenta u izrazu obuhvaćena članom Δx_t .

Treća varijanta spaja dugoročne komponente modela u član koji izražava korekciju ravnotežne greške, kako bi se procenila konvergencija ka dugoročnoj ravnoteži. Postavlja se pitanje na koji način determinističke komponente, kao što je konstanta, treba uključiti u treću varijantu. Jedna mogućnost je isključiti konstantu α_0 iz člana korekcije ravnotežne greške koji reflektuje dugoročnu ravnotežu:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \left[y_{t-1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{\alpha_1 - 1} x_{t-1} \right] + \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Ova formulacija se naziva ARDL model sa konstantom bez ograničenja. Dugoročna veza data u zagradama odnosi se na jednostavan regresioni model tipa: $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$, koji je kada se izrazi kroz slučajnu grešku modela: $\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t$. Kada se konstanta isključi iz jednačine dugoročne veze, što je slučaj konstante bez ograničenja, onda je: $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$. Da bi član korekcije ravnotežne greške bio predstavljen na ispravan način,

$ECT_{t-1} = \left[y_{t-1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{\alpha_1 - 1} x_{t-1} \right]$, neophodno je da se izvrši zamena $\alpha_1 - 1$ sa $-(1 - \alpha_1)$.

Na osnovu toga dolazimo da finalnog izraza za ARDL model sa konstantom bez ograničenja.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (-)(1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x_{t-1} \right] + \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Koeficijent $(1 - \alpha_1)$ je važan i naziva se faktor prilagođavanja. On služi kao parametar koji opisuje brzinu prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži, pod uslovom da se dogodio jednokratni šok. U ovom radu taj šok se pojavljuje u obliku odluke monetarne politike o referentnoj kamatnoj stopi. Ovaj šok je egzogene prirode, jer odluku donosi nezavisna centralna banka čiji je primarni cilj i odgovornost stabilnost cena.

U ARDL modelu sa konstantom sa ograničenjem, konstanta je uključena u član za korekciju ravnotežne greške, tako da izraz izgleda nešto drugačije nego u modelu sa konstantom bez ograničenja:

$$\Delta y_t = (-)(1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x_{t-1} \right] + \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

U modelu sa konstantom sa ograničenjem, konstanta je uvrštena u dugoročnu komponentu (korekcija ravnotežne greške), dok je u modelu sa konstantom bez ograničenja uparena sa kratkoročnom dinamikom (prva diferencija varijable). Konstanta u modelu sa ograničenjem predstavlja fiksni *spread* između zavisne promenljive i regresora, i poseduje specifično ekonomsko značenje.

Važna prednost korišćenja ARDL-a je to što se i dugoročni i kratkoročni koeficijenti veze između varijabli mogu oceniti direktno iz iste jednačine.

Analiza prenosa sa tržišnih stopa na bankarske kamatne stope u ovom radu oslanja se na opšti ARDL (p,q) model koji su predstavili M. Pesaran i Y. Shin (1999), a dodatno usavršili M. Pesaran, Y. Shin i R. J. Smith (2001):

$$r_t^B = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i}^B + \sum_{j=0}^q \gamma_j r_{t-j}^M + \varepsilon_t \quad (8)$$

gde r_t^B označava bankarsku kamatnu stopu, r_t^M predstavlja repenu tržišnu kamatnu stopu, p i q označavaju maksimalne docnje zavisne promenljive i objašnjavajuće promenljive u modelu, respektivno.

Nakon preformulisanja opšteg modela u formi sa prvim diferencama dobijamo:

$$\Delta r_t^B = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta r_{t-i}^B + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta r_{t-j}^M + \theta_1 r_{t-1}^B + \theta_2 r_{t-1}^M + \varepsilon_t \quad (9)$$

Odakle se može dobiti varijanta ARDL sa korekcijom ravnotežne greške:

$$\Delta r_t^B = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta r_{t-i}^B + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta r_{t-j}^M + \theta_1 r_{t-1}^B + \theta_2 r_{t-1}^M + \varepsilon_t \quad (10)$$

gde su

$$\theta_1 = -(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i), \text{ i } \theta_2 = \sum_{j=0}^q \gamma_j \quad (11)$$

Regresioni koeficijenti β_i i γ_j pokazuju dinamiku kratkoročnog usklađivanja prema dugoročnoj ravnoteži, gde je γ_0 koeficijent momentalnog prenosa.

θ_1 objašnjava brzinu prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži, a odnos $\frac{\theta_2}{\theta_1}$ predstavlja prenos u dugom roku. U ovom pristupu, pratimo između ostalog, G. J. de Bondt (2005) i I. Moder (2023), koji su koristili model sa korekcijom ravnotežne greške sa jednom jednačinom u svrhu empirijske analize prenosa kamatnih stopa. Kao što se može videti iz jednačine, izabran je model sa konstantom sa ograničenjem.

Relevantan broj docnji (p i q) u ocenjenom modelu je izabran na osnovu minimiziranja Akaikeovog informacionog kriterijuma (AIC), uz postavljanje maksimalnog broja docnji na 8. Ako broj docnji potrebnih za rešavanje problema autokorelacije reziduala modela prelazi deset, nije vredno dalje procenjivati model. Međutim, takav problem se nije pojavio u empirijskoj analizi u radu.

Nakon procene određene specifikacije ARDL-a, dugoročni ravnotežni odnos kamatnih stopa banaka i tržišne kamatne stope procenjuje se na osnovu pristupa testiranja granica (Pesaran *et al.*, 2001). F-Bounds test koristi F-test za parametre θ_1 i θ_1 :

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0 \quad (12)$$

Raspodela verovatnoće test statistike je nestandardna. Stoga, M. Pesaran *et al.* (2001) definišu posebne granične vrednosti koje treba koristiti u interpretaciji rezultata. Definisane su dve granične vrednosti koje se koriste sa funkcijom kritičnih vrednosti. Prva kritična vrednost služi kao gornja granica pod uslovom da su sve promenljive prvog reda integrisanosti $I(1)$, a druga kritična vrednost je donja granica pod pretpostavkom da su sve promenljive stacionarne $I(0)$. Ako je obračunata F-statistika ispod donje granice, kointegracija nije moguća jer su promenljive stacionarne. Ako je F-statistika iznad gornje granice, nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije se odbacuje. Ako F-statistika pada u područje između dve granice, onda je test bez konačnog zaključka. Ako test kritičnih vrednosti nije uspešno prošao, ARDL specifikacija je i dalje korisna jer se kratkoročni koeficijenti mogu tumačiti na ekonomski smislen način.

Naravno, svi ocenjeni modeli se testiraju na prisustvo serijske korelacije i heteroskedastičnosti. Problem

serijske korelacije se rešava dodavanjem prvih diferenci promenljivih sa docnjom u model, tako da reziduali na kraju budu očišćeni od autokorelacije. Newey-West standardne greške se koriste u oceni modela, kada je to potrebno, kako bi se koristile ispravne standardne greške pri obračunu test statistike, koje nisu iskrivljene zbog prisustva heteroskedastičnosti i autokorelacije u modelu.

PODACI I DESKRIPTIVNA STATISTIKA

Reakcija pasivnih kamatnih stopa na promenu tržišnih kamatnih stopa, koje se koriste kao aproksimacija promene referentne kamatne stope centralne banke, ocenjena je za period 2013-2024. Uzorak sa pasivnim kamatnim stopama obuhvata mesečne podatke od januara 2013. do decembra 2024. (ukupno 144 opservacije). Sve kamatne stope banaka na primljene depozite od stanovništva i nefinansijskog sektora odnose se na novoodobrene poslove, što je važno zbog izolovanja efekata promene referentne kamatne stope samo na novopoložene depozite koji prate tekuće monetarne uslove, čime se isključuju iz analize ranije položeni depoziti sa kamatnim stopama koje su dogovorene u prethodnim periodima u kojima su važili tadašnji monetarni uslovi. Sve vremenske serije su preuzete iz statistike kamatnih stopa Narodne banke Srbije. Tabela 1 daje pregled kamatnih stopa korišćenih u analizi kamatnog prenosa u Srbiji.

Izbor roka dospeća depozita vođen je dostupnim statističkim podacima NBS. Pritom su uzeta u obzir tri roka dospeća depozita: rok dospeća do 1 godine, rok dospeća između 1 i 2 godine i rok dospeća preko 2 godine. Pošto se na tekuće račune u Srbiji ne obračunava kamata, a u zvaničnoj statistici kamatnih stopa štedni depoziti po viđenju nisu prepoznati kao posebna kategorija, nije bilo moguće proveriti prenos kamatnih stopa za prekonoćne depozite. I. Moder (2023) napominje da zvaničnoj statistici kamatnih stopa u Srbiji nedostaje granularnost u rokovima dospeća depozita u poređenju sa drugim evropskim zemljama koje nisu deo evrozone.

Depoziti mogu biti denominirani u lokalnoj valuti (dinar) ili stranoj valuti (evro). Vremenske serije depozita denominiranih u evrima obuhvataju depozite eksplicitno denominirane u evrima i depozite indeksirane u evrima. Novčani tokovi vezani za evro indeksirane depozite, koji pružaju polaganje i podizanje novca, izvršavaju se u dinarima, ali su iznosi novčanih tokova određeni tekućim deviznim

kursom između dinara i evra. U praksi, nema razlike između depozita denominiranih u evrima i depozita indeksiranih u evrima. Postojanje obe kategorije depozita postavlja osnovu za ispitivanje prenosa monetarnih impulsa koji imaju ishodište u monetarnoj politici ECB-a.

Konačno, dve vrste deponenata se pojedinačno tretiraju i prate, kako bi se otkrilo da li postoje razlike

Tabela 1 Vremenske serije kamatnih stopa

Kamatne stope na depozite stanovništva	Kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine	Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine

Izvor: Autori

Tabela 2 Deskriptivna statistika vremenskih serija kamatnih stopa

Kamatne stope na depozite stanovništva	Srednja vrednost	Max	Min	St. devijacija
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	4,15	9,94	1,52	2,19
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	4,86	12,49	1,67	2,51
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	5,63	14,7	1,87	2,89
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	1,44	3,67	0,37	1,01
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	1,77	4,48	0,49	1,06
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine	1,8	4,63	0,66	0,99
Kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora				
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	4,1	10,95	1,22	2,38
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	3,71	19,53	0,00	3,83
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	2,74	34,16	0,00	5,52
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	1,27	3,4	0,28	0,9
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	1,11	4,58	0,00	1,16
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine	0,48	2,43	0,00	0,54
Tržišne kamatne stope				
3M BELIBOR	4,35	11,51	0,87	2,79
6M BELIBOR	4,53	11,89	1,07	2,81
3M EURIBOR	0,46	3,97	-0,58	1,43
6M EURIBOR	0,56	4,12	-0,54	1,45
12M EURIBOR	0,67	4,16	-0,5	1,43

Izvor: Autori

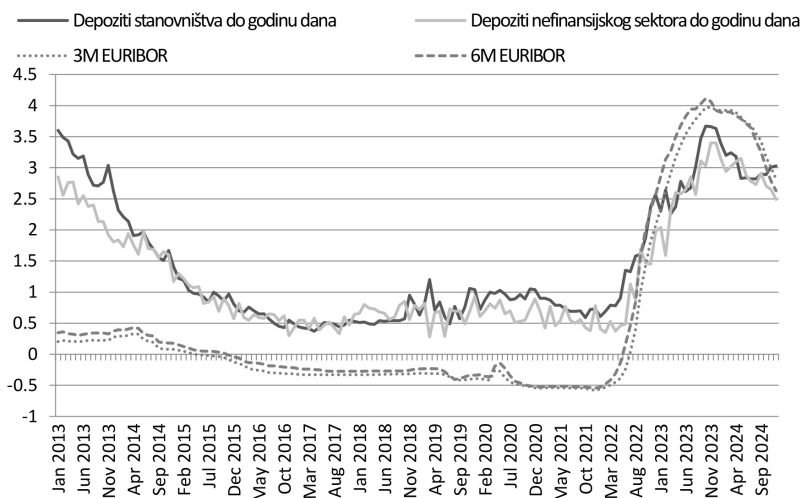
u reagovanju i kretanju kamatnih stopa na depozite koje mogu da se objasne prirodom i obeležjima klijenata - stanovništvo (sa neprofitnim institucijama koje pružaju usluge stanovništvu) i nefinansijska preduzeća. Može biti slučaj da su depoziti jednog tipa klijenata vredniji za banke, na primer zbog njihove stabilnosti ili veličine, što može uticati na kretanje odgovarajućih kamatnih stopa.

Slika 1 grafički prikazuje kretanje Euribor stopa i kamatnih stopa na depozite u evrima za stanovništvo i nefinansijska preduzeća sa rokom dospeća kraćim od 1 godine. Vremenski okvir obuhvata dva specifična perioda koja se diferenciraju prema tome da li je referentna kamatna stopa pozitivna ili negativna. U periodu koji je prethodio politici negativnih kamatnih stopa ECB-a (negativna kamatna stopa na depozitne olakšice), razlika između kamatnih stopa na depozite u evrima i Euribora se rapidno smanjivala. Kamatni *spread* se zatim stabilizovao ulaskom u period negativnih kamatnih stopa, pri čemu su kamatne stope na depozite u evrima bile strogo iznad Euribora. Drugi period pozitivne i rastuće referentne kamatne stope doveo je do promene predznaka *spread*-a, menjajući znak iz pozitivnog u negativan, tj. Euribor stope su premašile kamatne stope na depozite u evrima.

PORTFOLIO DEPOZITA BANKARSKOG SEKTORA I FINANSIJSKA LIBERALIZACIJA

Depoziti čine približno tri četvrtine ukupnih obaveza bankarskog sektora u Srbiji (Narodna banka Srbije, 2023). Lokalni depoziti doprinose stabilnosti poslovanja banaka jer predstavljaju stabilan domaći izvor finansiranja, što ublažava rizik finansiranja od matičnih banaka, obzirom da su najveće srpske banke supsidijari velikih evropskih bankarskih grupacija, i zavisnost od faktora iz međunarodnog okruženja. Međutim, kratkoročni depoziti preovlađuju nad dugoročnim depozitima (depoziti koji dospevaju u periodu dužem od 1 godine), što znači da bi ročna struktura depozita mogla biti poboljšana. Preko 90% svih depozita čine depoziti po viđenju i depoziti koji dospevaju u roku od godinu dana. Slika 2 prikazuje kombinaciju valutne i ročne strukture depozitnih obaveza.

NBS se aktivno angažuje u promociji i podsticanju većeg učešća dinarskih depozita i kredita u bankarskim bilansima, što postavlja temelje za jačanje kanala sa domicilnim monetarnim impulsom, na koji NBS jedino može neposredno da utiče, u transmisijom mehanizmu monetarne politike. Udeo ukupnih dinarskih depozita u bankarskom sektoru porastao je sa 19,3% u 2012. godini na 44,2%



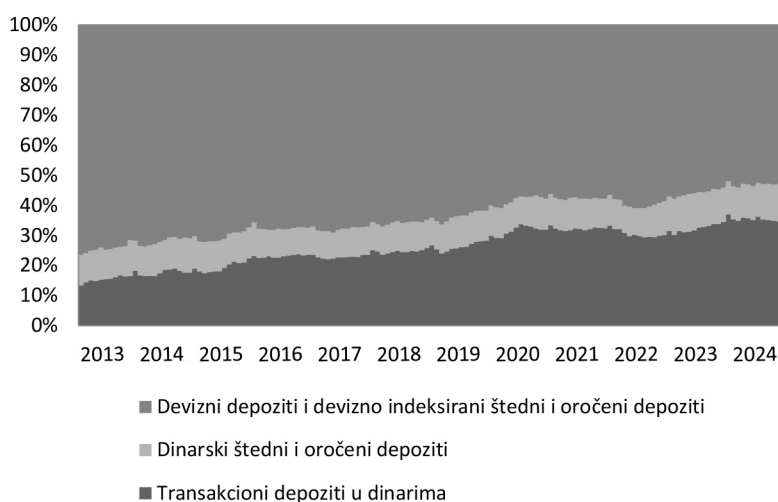
Slika 1 Kretanje Euribor stopa i kamatnih stopa na depozite u evrima

u 2024. godini. Udeo dinarske štednje stanovništva se povećao sa 1,9% u 2012. godini na 9% u 2024. godini. Porast dinarizacije depozita je ubedljivo najznačajnije postignuće u strategiji dinarizacije.

Pored Srbije, postoji nezanemarljiv broj zemalja koje, zbog toga što održavaju izuzetno bliske ekonomske i trgovinske veze sa zemljama koje su usvojile evro, u velikoj meri tolerišu upotrebu evra u finansijskom sistemu. Za Srbiju se, uprkos raširenoj upotrebi evra,

zamena nacionalne valute jednostranim uvođenjem evra u njen monetarni sistem ne ocenjuje kao ispravno rešenje (Marković i Furtula, 2009). Ipak, N. Stanišić (2012) ističe koristi od monetarne integracije koje se ogledaju u makroekonomskoj stabilizaciji.

Pogodno je izneti pregled opštih trendova (de) evroizacije u različitim zemljama, kako bi se procenio relativni položaj i postignuća Srbije. Tabela 3 prikazuje evroizaciju depozita u zemljama



Slika 2 Struktura portfolija depozita bankarskog sektora

Izvor: Narodna banka Srbije (2023). *Annual Financial Stability Report*. Belgrade, RS: NBS

Tabela 3 Depoziti u evrima u bankama (u % ukupnih depozita)

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Bugarska	35,7%	35,2%	32,7%	31,9%	30,4%	29,5%	28,0%	30,1%	28,3%	28,6%
Hrvatska	62,2%	60,6%	59,4%	56,7%	54,2%	51,0%	49,2%	47,4%	-	-
Republika Češka	6,8%	7,4%	7,8%	7,2%	5,8%	6,3%	6,7%	7,0%	7,8%	8,5%
Mađarska	15,6%	15,1%	15,0%	18,3%	16,1%	16,1%	16,2%	17,9%	19,3%	23,7%
Poljska	6,1%	6,1%	6,3%	7,1%	8,0%	7,7%	7,9%	7,5%	8,5%	10,5%
Rumunija	29,5%	28,8%	27,5%	26,5%	26,9%	28,6%	29,8%	30,3%	30,6%	29,2%
Albanija	40,5%	40,9%	40,1%	40,1%	43,6%	44,3%	44,9%	43,5%	45,5%	47,9%
Bosna i Hercegovina	41,4%	39,5%	38,4%	36,4%	35,3%	33,2%	40,0%	39,1%	36,9%	34,5%
Severna Makedonija	50,1%	48,7%	36,2%	36,6%	36,6%	35,8%	35,0%	36,7%	36,9%	132,4%
Srbija	71,6%	70,1%	66,3%	64,2%	62,9%	61,1%	59,5%	54,9%	54,2%	53,7%
Turska	16,1%	15,2%	15,3%	15,9%	16,1%	18,3%	19,2%	17,9%	21,1%	14,7%

Izvor: European Central Bank. (2023). *The international role of euro*. Frankfurt, DE: European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/ire/html/index.en.html>

Evropske unije koje su sačuvale nacionalnu valutu i zemljama kandidatima za pristupanje EU. Očigledno je da je Srbija ostvarila najveći napredak u procesu deevroizacije depozita (proces identičan dedolarizaciji) u poslednjoj deceniji, ali i dalje ima najveći stepen evroizacije u finansijskom sistemu među razmatranim zemljama.

Značaj depozitnog finansiranja za banke može se staviti u kontekst poređenja sa prvom sledećom održivom alternativom finansiranja u zemljama u razvoju, odnosno prekograničnim međubankarskim finansiranjem. Bečka inicijativa, pokrenuta 2009. godine, podstakla je matične banke iz zemalja zapadne Evrope sa supsidijarima u zemljama centralne, istočne i jugoistočne Evrope da smanje svoju izloženost prema njima nakon globalne finansijske krize. Nakon perioda prekomerne i neodržive kreditne ekspanzije pre krize, finansirane pretežno preusmeravanjem povoljnih sredstava sa evropskog tržišta novca ka bankama u stranom vlasništvu u centralnoj i jugoistočnoj Evropi, pojavile su se spoljne i unutrašnje neravnoteže u dotičnim zemljama. Kao deo projekta Bečke inicijative, započet je proces razduživanja supsidijara, što je dovelo do pada

prekograničnog finansiranja putem matičnih banaka, iako ono i dalje figurira kao relevantna alternativa depozitnim izvorima finansiranja. Pripravnost ovog prekograničnog toka kapitala čini Euribor stope visoko relevantnim kod određivanja kamatnih stopa na depozite u evrima za stanovništvo i nefinansijska preduzeća.

Odnos kredita i domaćih depozita je pokazatelj koji odražava efekte revidirane strategije supsidijara u Srbiji u kojoj se potencira preorijentacija na domaće izvore finansiranja. Ovaj ratio pokazuje u kojoj se meri odobreni krediti finansiraju iz domaćih depozita. Na početku globalne finansijske krize, ovaj odnos je varirao između 100% i 150% u zemljama centralne i jugoistočne Evrope, sa prosečnom vrednošću od 130% (Vienna Initiative, 2019). Ratio je nakon toga opao i zabeležio prosečan nivo od 100% krajem 2010-ih, naglašavajući pomeranje finansiranja sa stranih izvora na domaću depozitnu bazu, prvenstveno lokalno prikupljene depozite u evrima. Ovaj porast značaja lokalnih depozita u evrima opravdava analizu prenosa na kamatne stope na evro depozite koja je obrađena u radu.

Tabela 4 Prošireni Diki-Fulerov (ADF) test jediničnog korena

Kamatne stope na depozite stanovništva	ADF test	Kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora	ADF test
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	I(0)	Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	I(1)*
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	I(1)*	Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	I(0)
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	I(0)	Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	I(0)
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	I(1)	Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	I(1)
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	I(1)	Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	I(1)*
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine	I(1)*	Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 2 godine	I(0)
Dinarske tržišne kamatne stope	ADF test	Tržišne kamatne stope u evrima	ADF test
3M BELIBOR	I(1)	3M EURIBOR	I(1)*
6M BELIBOR	I(1)	6M EURIBOR	I(1)
		12M EURIBOR	I(1)*

*Vremenske serije koje su prema test statistici bile ocenjene kao I(0) na nivou značajnosti od 10%.

Izvor: Autori

REZULTATI I DISKUSIJA

Preduslov za korišćenje ARDL modela je provera da li je nivo integrisanosti neke od analiziranih vremenskih serija dva, što bi isključilo dotičnu seriju iz analize. Korišćen je prošireni Diki-Fulerov test i, u zavisnosti od svojstava serija, implementirana je različita verzija ADF testa i test statistike: sa trendom i slobodnim članom, sa slobodnim članom ili bez determinističkih komponenti. Podaci u nivoima i prve difference vremenskih serija testirani su na postojanje jediničnog korena. Dobijeni rezultati potvrđuju da su neke od originalnih serija reda integrisanosti $I(0)$, a one koje nisu prošle test jediničnog korena na nivou značajnosti od 5%, njihove prve difference su dalje analizirane i validirane kao stacionarne. Takođe, pet vremenskih serija su bile $I(0)$ reda integrisanosti, ali na nivou značajnosti od 10%, ipak je smatrano da je potrebno nastaviti sa testiranjem sve dok serije ne budu stacionarne na nivou značajnosti od 5%.

Da bi se proverila robusnost ocena koeficijenata modela razvijenih za konkretne pasivne kamatne

stope, paralelno se modelira kointegracija sa dve različite tržišne kamatne stope koje su najbliže povezane sa odgovarajućom pasivnom kamatnom stopom

Belibor stope sa rokovima dospeća od 3 i 6 meseci izabrane su kao relevantne tržišne kamatne stope za dinarske depozite. Međutim, treba imati u vidu da je obim transakcija na tržištu novca za ove rokove dospeća ili nizak ili ga nema, prvenstveno zbog visokog nivoa likvidnosti u bankarskom sistemu, i da ove stope pretežno služe kao referentna vrednost za kredite sa promenljivom kamatnom stopom u domaćoj valuti. Ova se primedba, u smislu relevantnosti, ne odnosi na tržišne kamatne stope u evrima (Euribor) kod kojih su izabrana tri roka dospeća i za koje je obim transakcija zadovoljavajući. Takođe, istraživanja evropskih banaka pokazuju da Euribor stope sa rokovima dospeća od 3, 6 i 12 meseci najčešće služe kao reporna kamatna stopa koja se koristi kao deklarirana kamatna stopa u mnogim ugovorima (kreditu, ugovori o hedžingu). Stavljanjem u ravan tržišnih kamatnih stopa sa bankarskim

Tabela 5 Prenos na kamatne stope na dinarske depozite (kanal sa domicilnim impulsom)

Kamatne stope na depozite stanovništva	Tržišna kamatna stopa	Struktura docnji u modelu	F-Bounds test statistika	Instant kamatni prenos	Dugoročni koeficijent prenosa	Brzina prilagođavanja	Dugoročna konstanta
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	BELIBOR 3M	(7,2)	4,105 ^{*(1)}	0,10 [*]	0,63 ^{***}	-0,14 ^{***}	1,22 ^{***}
	BELIBOR 6M	(7,5)	2,59	0,11	0,54 ^{***}	-0,096 [*]	1,43 ^{**}
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	BELIBOR 3M	(7,7)	39,63 ^{***}	0,55 ^{***}	0,77 ^{***}	-0,34 ^{***}	1,33 ^{***}
	BELIBOR 6M	(5,3)	11,81 ^{***}	0,56 ^{***}	0,81 ^{***}	-0,25 ^{***}	1,06 ^{**}
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	BELIBOR 3M	(8,1)	10,63 ^{***}	0,11	0,52 ^{***}	-0,20 ^{***}	2,54 ^{***}
	BELIBOR 6M	(8,1)	36,19 ^{***}	0,09	0,53 ^{***}	-0,20 ^{***}	2,43 ^{***}
Kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora							
Dinarski depoziti sa rokom dospeća do godinu dana	BELIBOR 3M	(6,7)	3,65 ^{*(1)}	0,40 ^{***}	0,57 ^{***}	-0,06 ^{***}	1,51 ^{**}
	BELIBOR 6M	(3,2)	3,57 ^{*(1)}	0,45 ^{***}	0,45	-0,05 ^{***}	1,92
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	BELIBOR 3M	(2,4)	7,17 ^{***}	-0,50	0,76 ^{***}	-0,34 ^{***}	0,08
	BELIBOR 6M	(2,4)	6,98 ^{***}	-0,60	0,76 ^{***}	-0,34 ^{***}	-0,04
Dinarski depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	BELIBOR 3M	(8,4)	13,16 ^{***}	-0,29	0,62 [*]	-0,55 ^{***}	-0,8
	BELIBOR 6M	(8,4)	12,98 ^{***}	-0,29	0,63 ^{**}	-0,56 ^{***}	-0,93

⁽¹⁾ Bez jednoznačnog zaključka na nivou značajnosti od 5%, ali značajno na nivou od 10%.

Izvor: Autori

kamatnim stopama uporedivih ročnosti, odvaja se efekat ročne strukture u kamatnom prenosu od efekta marginalnih troškova, za koji smo inherentno zainteresovani.

Prvo se razmatra prenos na kamatne stope na dinarske depozite, a koji nadgleda i koji je pod ingerencijom monetarne politike u Srbiji. Na osnovu rezultata F-bounds testa koji ukazuju na postojanje kointegracione veze između kamatnih stopa sa tržišta novca u Srbiji i kamatnih stopa na dinarske depozite, odgovarajuća veza nije potvrđena samo u jednom slučaju (depoziti stanovništva do 1 godine i 6M Belibor), dok je marginalno prihvaćena (nivo značajnosti 10%) kod testiranja još tri kointegraciona odnosa u vezi sa depozitima sa rokom dospeća do 1 godine.

U slučaju depozita sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine i depozita sa rokom dospeća preko 2 godine, kointegraciona veza je bez izuzetka potvrđena kod depozita stanovništva i nefinansijskih preduzeća, što nam omogućava da dalje razmotrimo veličinu i značajnost ocenjenih koeficijenata.

Vrednost dugoročnog koeficijenta prenosa obično uzima vrednost između nule i jedan, pri čemu se vrednost veća od jedan ne može *a priori* isključiti, dok je vrednost manja od nule kontrainuitivna. Vrednost jedan ukazuje na potpuni kamatni prenos, gde se promena stope na tržištu novca prenosi u odnosu jedan prema jedan na kamatne stope banaka. Procene dugoročnih koeficijenata prenosa su generalno visoke, a u slučaju depozita preko 1 do 2 godine približavaju se jedinici i kod sektora stanovništva (0,77-0,81) i kod nefinansijskog sektora (0,76), pri čemu i dalje preostaje nezatvoren jaz do potpunog prenosa. Koeficijent dugoročnog prenosa za kamatnu stopu na depozite nefinansijskih preduzeća do 1 godine nije statistički značajan, što dodatno dovodi u pitanje relevantnost kointegracionog odnosa za ovu ročnu kategoriju depozita (6M Belibor je benčmark), a statistički je marginalno značajan za depozite preko 2 godine (3M Belibor je benčmark). Dugoročni prenos na kamatne stope ostalih dinarskih depozita može se opisati kao umeren i nepotpun, ali istovremeno višestruko potvrđen i statistički značajan.

Kratkoročni koeficijent prenosa ukazuje na instant promenu kamatnih stopa na depozite iniciranu

prethodnom skorom promenom referentne stope (tj. promena nastala u roku do mesec dana nakon promene referentne tržišne stope). Ako koeficijent instant kamatnog prenosa nije značajan, to znači da se ne dešava merljiva promena kamatne stope na depozite u roku od jednog meseca nakon korekcije referentne stope. Što je veći koeficijent instant kamatnog prenosa, to je jači efekat promene referentne kamatne stope u prvoj fazi procesa promena bankarskih kamatnih stopa. Visina koeficijenta se posebno ističe kod kamatne stope na depozite stanovništva sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine (0,55-0,56) i na depozite nefinansijskih preduzeća sa rokom dospeća do 1 godine (0,40-0,45). Međutim, u svim ostalim slučajevima vrednost koeficijenta se statistički ne razlikuje od nule. Stoga, sumarni rezultati upućuju da kamatne stope na dinarske depozite nisu momentalno visoko responzivne na promene referentnih tržišnih stopa, što ukazuje da je kamatni prenos u kratkom roku slab.

Sledeća važna procena u modelu je brzina prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži. Ona pokazuje koliki deo preostalog odstupanja od dugoročne ravnoteže se koriguje u jednom periodu. Na primer, vrednost brzine prilagođavanja za depozite nefinansijskih preduzeća sa rokom dospeća od 2 godine, koja iznosi -0,55; tumači se kao da se 55% odstupanja od ravnoteže između 3M Belibora i odgovarajuće depozitne kamatne stope koriguje u roku od jednog perioda (jednog meseca). Negativan i statistički značajan koeficijent brzine prilagođavanja garantuje da će se depozitne kamatne stope u skorijoj budućnosti približiti dugoročnom ravnotežnom odnosu koji karakteriše vezu između dve promenljive. U ocenama svih modela koji su prošli F-Bounds test, brzina prilagođavanja je negativna i značajna.

Dodatne informacije mogu se dobiti transformacijom koeficijenta brzine prilagođavanja, odnosno proračunom vremena potrebnog za postizanje dugoročne ravnoteže. Inverzna vrednost ocene brzine prilagođavanja izražava vremensko kašnjenje (mereno u mesecima) nakon kojeg se promena tržišne kamatne stope u potpunosti prenosi na nivo pasivnih kamatnih stopa. Na primer, depoziti nefinansijskih korporacija sa rokom dospeća do 2 godine pokazuju veoma veliku brzinu prilagođavanja, jer im je potrebno manje od

dva meseca da se potpuno usklade sa promenama tržišnih kamatnih stopa. Na suprotnoj strani, depoziti nefinansijskih preduzeća sa rokom dospeća do 1 godine pokazuju sporo prilagođavanje, sa preko 16 meseci potrebnih za potpuni prenos. Vremenski period potreban za dostizanje maksimalnog efekta prenosa za depozite stanovništva varira između 3 i 7 meseci.

Dugoročna konstanta koja proizlazi iz procenjenog ARDL modela sa konstantom sa ograničenjem takođe ima ekonomsko tumačenje. Ona efikasno uključuje skup vremenski nepromenljivih uticaja koji nisu reprezentovani kroz dugoročnu ravnotežnu vezu, odnosno predstavlja druge faktore koji stoje iza diskrepance između tržišne kamatne stope i bankarskih kamatnih stopa. Dugoročna konstanta za kamatne stope na depozite nefinansijskih preduzeća je različita od nule samo za kategoriju depozita sa rokom dospeća do 1 godine (3M Belibor je benčmark). Irelevantnost dugoročne konstante za kamatne stope na depozite nefinansijskih preduzeća je u suprotnosti

sa značajem dugoročne konstante za kamatne stope na depozite stanovništva koje su značajne u svim ocenjenim modelima.

Nakon razmatranja rezultata i karakteristika kamatnog prenosa na kamatne stope na dinarske depozite, koji obuhvata uticaj odluka Narodne banke Srbije o promeni njenih kamatnih stopa, pažnja se može usmeriti na prenos promena referentne kamatne stope formulisane za područje evrozona na kamatne stope na depozite u evrima u Srbiji. Fokus u diskusiji se stavlja na komparaciju toka i rezultata prenosa na dinarske kamatne stope i prenosa na kamatne stope na depozite u evrima.

U prvom koraku testira se postojanje kointegracione veze između tržišnih kamatnih stopa u evrozoni i kamatnih stopa na depozite u evrima u Srbiji. U tu svrhu, ponovo koristimo *F-Bounds* test, koji pokazuje da je od 12 testiranih i ocenjenih kointegracionih veza, 11 značajno na nivou od najmanje 5%, dok je jedna kointegraciona veza značajna na nivou od 10%. Ovi rezultati su bolji od rezultata koje smo dobili

Tabela 6 Prenos na kamatne stope na depozite u evrima (kanal sa inostranim impulsom)

Kamatne stope na depozite stanovništva	Tržišna kamatna stopa	Struktura docnji u modelu	F-Bounds test statistika	Instant kamatni prenos	Dugoročni koeficijent prenosa	Brzina prilagođavanja	Dugoročna konstanta
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	EURIBOR 3M	(4,2)	4,53**	0,095	0,59***	-0,09***	0,99***
	EURIBOR 6M	(5,8)	4,3**	0,03	0,63**	-0,10***	0,92***
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	EURIBOR 6M	(2,4)	4,18**	-0,51	0,4**	-0,10***	1,29***
	EURIBOR 12M	(2,4)	3,89 ⁽¹⁾	-0,3	0,53***	-0,10***	1,22***
Depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	EURIBOR 6M	(10,8)	10,72***	-0,02	0,006	-0,16***	1,03***
	EURIBOR 12M	(4,7)	6,99***	-0,19	0,11**	-0,10***	1,14***
Kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora							
Depoziti u evrima sa rokom dospeća do godinu dana	EURIBOR 3M	(6,8)	9,57***	0,93***	0,56***	-0,22***	0,80***
	EURIBOR 6M	(3,8)	7,72***	0,72***	0,59***	-0,19***	0,78***
Depoziti u evrima sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine	EURIBOR 6M	(3,1)	5,74***	0,78	0,54***	-0,36***	0,72***
	EURIBOR 12M	(1,4)	15,43***	0,13	0,53***	-0,51***	0,69***
Depoziti sa rokom dospeća preko 2 godine	EURIBOR 6M	(5,1)	6,94***	0,02	-0,003	-0,46***	0,39***
	EURIBOR 12M	(5,1)	6,92***	-0,08	0,001	-0,46***	0,39***

⁽¹⁾ Bez jednoznačnog zaključka na nivou značajnosti od 5%, ali značajno na nivou od 10%.

prilikom ispitivanja kointegracionih veza kod prenosa domicilnih impulsa monetarne politike, gde jedna kointegraciona veza nije bila statistički značajna, a tri su bile značajne na nivou od 10%.

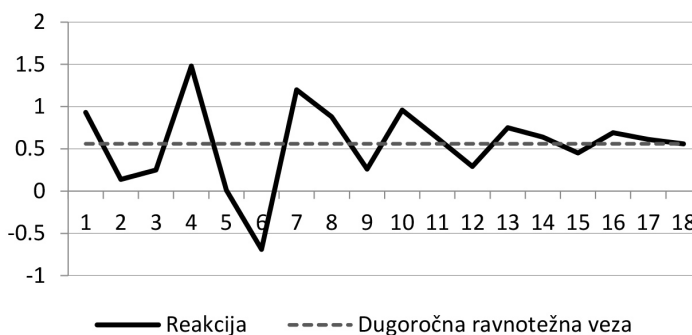
Kada se posmatra veličina ocenjenih koeficijenata prenosa u dugom roku, može se izdvojiti nekoliko zapažanja. U slučaju depozita sa rokom dospeća do godinu dana, koeficijenti su nešto veći i statistički značajniji kod prenosa kamatne stope na depozite u evrima u poređenju sa prenosom kamatne stope na dinarske depozite. U slučaju depozita sa rokom dospeća preko 1 do 2 godine, situacija je obrnuta, odnosno, oni su relativno veći i statistički značajniji kod prenosa kamatne stope na dinarske depozite u poređenju sa prenosom kamatne stope depozite u evrima. Dodatno, u slučaju depozita u evrima sa rokom dospeća dužim od dve godine, dobijeni rezultati sugerisu da je samo u jednom od četiri kointegraciona odnosa dugoročni prenos statistički značajan, a tamo gde je značajan, njegova veličina je relativno mala. U stvari, može se postaviti pitanje da li je kointegracioni odnos zaista validna pretpostavka za kamatne stope na depozite u evrima sa dužim rokovima dospeća.

Kada se razmatra instant kamatni prenos, rezultati su nešto bolji kod prenosa kamatne stope na dinarske depozite, ali u principu veoma slični. Kod prenosa kamatnih stopa na depozite u evrima, značajnost je potvrđena samo u slučaju depozita nefinansijskog sektora sa rokom dospeća do godinu dana. Međutim, veličina instant kamatnog prenosa je izuzetno visoka

(0,93 i 0,72). Zanimljivo je da je za ove depozite instant kamatni prenos veći od dugoročnog. Iz toga sledi da je početna reakcija kamatnih stopa na depozite nefinansijskih preduzeća sa rokom dospeća do godinu dana na promenu Euribora izuzetno brza i prenos je gotovo potpun, ali tokom vremena efekat se smanjuje i dugoročna stabilizacija kointegracione veze se postiže na nižim nivoima (0,56 i 0,59).

Da bi se pružio dublji uvid u to kako se postiže dugoročna ravnoteža između 3M Euribora i depozita nefinansijskih preduzeća sa rokom dospeća do godinu dana tokom datog vremenskog horizonta, na Slici 3 je prikazan kumulativni dinamički multiplikator. On prikazuje reakciju kamatne stope na depozite nefinansijskog sektora sa rokom dospeća do godinu dana na promenu tromesečnog Euribora u sukcesivnim vremenskim intervalima. Isprekidana linija na Slici 3 predstavlja novu dugoročnu ravnotežu pod uslovom da se nakon početnog šoka ne dogode dodatni šokovi.

Konačno, ocenjena brzina prilagođavanja dugoročnoj ravnotežnoj vezi je veća za kamatne stope na dinarske depozite stanovništva nego za njihove depozite u evrima. U proseku, onim depozitima čije promene kamatnih stopa su vezane za inostrani monetarni impuls potrebno je između pola godine i deset meseci da bi se stiglo do dugoročne ravnoteže. Takođe, varijacije vremena potrebnog za postizanje dugoročne ravnoteže kod depozita stanovništva različitih ročnosti se kreću u užem rasponu kod evro kamatnih stopa nego kod dinarskih kamatnih stopa.



Slika 3 Kumulativni dinamički multiplikator

S druge strane, u slučaju kamatnih stopa na depozite nefinansijskog sektora, performanse procesa prenosa na kamatne stope na dinarske depozite i prenosa na kamatne stope na depozite u evrima su ujednačeni, pri čemu treba istaći i da je brzina prilagođavanja za depozite u evrima sa rokom dospeća do 1 godine nekoliko puta veća od brzine prilagođavanja depozita iste ročnosti u dinarima. Dugoročna konstanta, koja izražava vremenski nepromenljive faktore, značajna je u svih 12 kointegracionih odnosa koji oslikavaju prenos kamatnih stopa na depozite u evrima, što je znatno bolji rezultat u poređenju sa značajem ovog parametra kod prenosa kamatnih stopa na dinarske depozite.

Kamatne stope na depozite nefinansijskih preduzeća imaju tendenciju da brže reaguju u poređenju sa stopama na depozite stanovništva na početku spektruma ročne strukture kamatnih stopa na depozite (do 1 godine) u oba razmatrana procesa prenosa.

Da bismo stavili empirijske rezultate iz rada u širu perspektivu, izložimo pregled uporedivih empirijskih nalaza i ocenjenih koeficijenata iz odabranih radova koji se bave kamatnim kanalom transmisionog mehanizma monetarne politike.

B. Égert i R. MacDonald (2009) izveštavaju o prosečnom prenosu u dugom roku, u empirijskim studijama koje su analizirali, za kratkoročne depozite i dugoročne depozite od 0,72 i 0,69, respektivno. C. Kwapil i J. Scharler (2010) istražuju proces prenosa u evrozoni i SAD. Oni daju ocene za prenos u dugom roku u evrozoni za štedne depozite do 3 meseca ročnosti, štedne depozite preko 3 meseca ročnosti i oročene depozite do 2 godine; od 0,27, 0,60 i 0,66, respektivno. Procenjeni koeficijenti dugoročnog prenosa u SAD su veći. Na primer, za depozitni sertifikat sa rokom od 1 mesec, depozitni sertifikat sa rokom od 3 meseca i oročene depozite na 1 godinu; koeficijenti su 1,04, 1,01 i 0,74, respektivno. U SAD, prenos u dugom roku je blizu jedinice i opada sa rokom dospeća depozita. U evrozoni, prenos u dugom roku je ispod jedinice i raste sa rokom dospeća depozita. Ponderisani prosečni prenos u dugom roku je više nego dvostruko veći u SAD nego u evrozoni, 0,74 spram 0,32.

Nedavna studija Deutsche Bundesbank (2023) bavila se prenosom na kamatne stope za stanovništvo i nefinansijski sektor u evrozoni i Nemačkoj. Za evrozonu, prenos u dugom roku nije značajan za prekonočne depozite i oročene depozite, tako da kointegraciona veza između bankarskih kamatnih stopa i tržišnih kamatnih stopa izgleda da uopšte ne postoji. Drugačije je stanje stvari kod štednih depozita gde je ocenjeni prenos u dugom roku 0,60. U Nemačkoj je odgovarajući prenos u dugom roku za prekonočne depozite, štedne depozite i oročene depozite 0,50, 0,65 i 0,85, što potvrđuje sklonost dugoročnog koeficijenta da raste sa produženjem roka dospeća depozita, argument koji je ranije komentarisano. Mogući razlog za ovo može biti činjenica da se bankovni depoziti dužeg roka dospeća suočavaju sa žestokom konkurencijom oličenom u drugim dugoročnim investicionim alternativama.

R. Ferstl, B. Graf i C. Kwapil (2023) ispitali su kointegracioni odnos između prekonočnih depozita i oročenih depozita u evrozoni i Austriji. Kao što je slučaj sa našim empirijskim rezultatima, istraživali su dugoročni ravnotežni odnos odvojeno za depozite domaćinstava i nefinansijskog sektora. Oni nisu potvrdili kointegracioni odnos za depozite stanovništva u evrozoni, i samo za oročene depozite stanovništva u Austriji prenos u dugom roku je značajan sa vrednošću 0,83. Dugoročni prenos za oročene depozite nefinansijskih preduzeća u evrozoni je 0,79, a za prekonočne depozite i oročene depozite nefinansijskih preduzeća u Austriji je 1,15 i 0,88, respektivno.

F. Verheyen (2013) je koristio EONIA-u kao supstitut za referentnu kamatnu stopu ECB-a. Njegovi rezultati pokazuju da kamatni prenos u evrozoni opada sa povećanjem roka dospeća depozita, a za depozite do 1 godine kamatni prenos je više nego direktno proporcionalan i veći od jedinice. Ovi nalazi su u suprotnosti sa rezultatima prethodnih istraživanja.

Od koristi je uporediti rezultate prenosa kamatnih stopa na depozite u evrima u Srbiji sa empirijskim nalazima gore navedenih radova. Naši rezultati za evro depozite do 1 godine i depozite preko 1 do 2 godine su u skladu sa dugoročnim koeficijentom

ocenjenim od strane Deutsche Bundesbank (2023) za štedne depozite u evrozoni i Nemačkoj, kao i rezultatima kod C. Kwapil i J. Scharler (2010) za štedne depozite preko 3 meseca. H. Sander i S. Kleimeier (2004) daju dve ocene dugoročnog koeficijenta za oročene depozite od 0,57 i 0,6, u zavisnosti od korišćenog vremenskog okvira procene. Pored toga, T. Messer i F. Niepmann (2023) ocenjuju prenos u dugom roku kod oročenih depozita stanovništva u evrozoni na 0,56, a za nefinansijski sektor na 0,53. D. Byrne i S. Foster (2023) iznose svoje ocene dugoročnih koeficijenata za oročene depozite domaćinstava i nefinansijskih preduzeća na 0,60 i 0,71, respektivno.

Na osnovu ocena prenosa u dugom roku, čini se da nema signifikantne razlike između prenosa kamatnih stopa na depozite u evro zoni i prenosa kamatnih stopa na depozite u evrima u Srbiji.

Međutim, kada je u pitanju brzina prilagođavanja dugoročnoj ravnotežnoj vezi, naša analiza pokazuje da je ona znatno brža kod prenosa kamatnih stopa na depozite u evrima u Srbiji nego u evro zoni, imajući u vidu rezultate Deutsche Bundesbank (2023) i R. Ferstl *et al* (2023), jer je u svim slučajevima kraća od 1 godine.

ZAKLJUČAK

Cilj rada je da se analizira kako proces transmisije kamatnog impulsa napreduje u dva zasebna kanala prenosa koja su svojstvena zemljama sa dve valute u efektivnoj upotrebi (dvovalutni monetarni sistem) - prenos na kamatne stope na dinarske depozite i prenos na kamatne stope na depozite u evrima. Naše istraživanje je bilo ograničeno na kamatne stope na depozite, kao često prenebregnutom delu sprektra bankarskih kamatnih stopa, iako ima značajne efekte na poslovanje i profitabilnost banaka kada dolazi do popuštanja ili zaoštavanja monetarne politike.

Kada banke posluju u okruženju izdašnih viškova rezervi, što je slučaj u Srbiji gde NBS povlači višak likvidnosti putem repo operacija na otvorenom tržištu, banke mogu imati slabiji podsticaj da prikupljaju depozite i stoga kamatne stope na depozite postaju inertne.

Analiza prenosa na kamatne stope na dinarske depozite pokazuje da je kointegracioni odnos između bankarskih kamatnih stopa na depozite i kamatnih stopa na tržištu novca potvrđen na velikoj većini testiranih kamatnih parova. Konstatovani su slabi dokazi za instant kamatni prenos koji upućuju na jako sporo trenutno reagovanje kamatnih stopa na dinarske depozite nakon promene kamatne stope na domaćem tržištu novca. Prenos u dugom roku varira u opsegu koji je ispod jedinice, tako da je prenos sa kamatne stope na tržištu novca na bankarske kamatne stope na depozite nepotpun. Tempo kojim se kamatne stope približavaju svojoj dugoročnoj kointegracionoj ravnoteži je relativno visok.

Uvid u karakteristike kamatnog kanala kroz koji se rasprostire inostrani monetarni impuls pokazuje još jače dokaze o kointegracionim odnosima između dotičnih kamatnih stopa. Ovi rezultati su u suprotnosti sa rezultatima koje je objavila I. Moder (2023), gde je za Srbiju pronađen nizak nivo kointegracionih odnosa. Prenos na kamatne stope na depozite u evrima veoma blisko oponaša prenos na kamatne stope u evrozoni po svim relevantnim kriterijumima (prenos u dugom roku, instant prenos i brzina prilagođavanja). U svetlu potencijalnog pristupanja Srbije evrozoni u doglednoj budućnosti, ovo bi mogla biti povoljna činjenica.

Naši rezultati pokazuju da u slučaju Srbije oba kanala kamatnog prenosa funkcionišu uredno. S obzirom na to da su do sada kursevi monetarne politike u Srbiji i evrozoni bili u visokom stepenu sinhronizovani, koegzistencija dva zasebna kanala kamatnog prenosa nije predstavljala problem i svojevrsan izazov u monetarnom menadžmentu u Srbiji.

REFERENCE

- Andries, N., & Billon, S. (2016). Retail bank interest rate pass-through in the euro area: An empirical survey. *Economic Systems*, 40(1), 170-194. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.001>

- Aziakpono, M. J., & Wilson, M. K. (2013). *Interest Rate Pass-through and Monetary Policy Regimes in South Africa*. African Economic Research Consortium. African Economic Research Consortium. AERC Publications Repository
- Borio, C., & Fritz, W. (1995). The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective. *BIS Working Paper 27*. Basel, CH: Bank for International Settlements.
- Byrne, D., & Foster, S. (2023). Transmission of monetary policy: Bank interest rate pass-through in Ireland and the euro area. *Economic Letter*, 3/EL/23. Dublin, IE: Central Bank of Ireland.
- Darracq Pariès, M., Moccerro, D., Krylova, E., & Marchini, C. (2014). The retail bank interest rate pass-through: The case of the euro area during the financial and sovereign debt crisis. *ECB Occasional Paper 155*. Frankfurt, DE: European Central Bank.
- de Bondt, G. (2002). Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. *ECB Working Paper No. 136*. Frankfurt, DE: European Central Bank.
- de Bondt, G. J. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the euro area. *German Economic Review*, 6(1), 37-78. <https://doi.org/10.1111/j.1465-6485.2005.00121.x>
- De Graeve, F., De Jonghe, O., & Vander Vennet, R. (2007). Competition, transmission and bank pricing policies: Evidence from Belgian loan and deposit markets. *Journal of Banking & Finance*, 31(1), 259-278. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.03.003>
- Deutsche Bundesbank (2023). Developments in bank interest rates in Germany during the period of monetary policy tightening. *Monthly Report 75(6)*, 39-62. Frankfurt, DE: European Central Bank.
- Drechsler, I., Savov, A., & Schnabl, P. (2017). The deposits channel of monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1819-1876. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx019>
- Égert, B., & MacDonald, R. (2009). Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the surveyable. *Journal of Economic Surveys*, 23(2), 277-327. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00563.x>
- Egert, B., Crespo-Cuaresma, J., & Reininger, T. (2007). Interest rate pass-through in Central and Eastern Europe: Reborn from ashes merely to pass away? *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 209-225. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.01.005>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- European Central Bank. (2010). Monetary policy transmission in the euro area, a decade after the introduction of the euro. *Monthly Bulletin May 2010*. Frankfurt, DE: European Central Bank.
- European Central Bank. (2023). *The international role of euro*. Frankfurt, DE: European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/ire/html/index.en.html>
- Ferrer, A., Ganics, G., Molina Iserte, A., & Serena, J. M. (2023). The EURIBOR surge and bank deposit costs: An investigation of interest rate pass-through and deposit portfolio rebalancing. *Revista de Estabilidad Financiera*, 44 (primavera 2023), 9-38. Madrid, ES: Banco de España. <https://doi.org/10.53479/30050>
- Ferstl, R., Graf, B., & Kwapil, C. (2023). The pass-through of policy interest rates to bank retail rates in Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q4/23, 41-59. Vienna, AT: Oesterreichische Nationalbank.
- Gambacorta, L. (2008). How do banks set interest rates? *European Economic Review*, 52(5), 792-819. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2007.06.022>
- Gregor, J., Melecký, A., & Melecký, M. (2021). Interest rate pass-through: A meta-analysis of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 35(1), 141-191. <https://doi.org/10.1111/joes.12393>
- Horvath, R., Kotlebova, J., & Siranova, M. (2018). Interest rate pass-through in the euro area: Financial fragmentation, balance sheet policies and negative rates. *Journal of Financial Stability*, 36, 12-21. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.02.003>
- Hristov, N., Hülsewig, O., & Wollmershäuser, T. (2014). The interest rate pass-through in the Euro area during the global financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 48, 104-119. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.08.004>
- Kho, S. (2025). Deposit market concentration and monetary transmission: Evidence from the euro area. *European Economic Review*, 173, 104933. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2024.104933>
- Kwapil, C., & Scharler, J. (2010). Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability. *Journal of International Money and Finance*, 29(2), 236-251. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.010>

- Lukić, V. (2012). Monetarna politika u kriznim vremenima: Ključni izazovi i (ne)jedinstven odgovor na njih. U Đ. Đukić, & P. Đukić (Ur.), *Zbornik radova sa naučne konferencije "Privreda Srbije u drugom talasu krize: Izgledi za 2012"* (pp. 255-276). Belgrade, Serbia: Faculty of Economics and Business, University of Belgrade.
- Marković, D., & Furtula, S. (2009). Unilateral Euroisation as monetary phenomenon. *Economic Horizons*, 11(2), 33-46.
- Messer, T., & Niepmann, F. (2023). What determines passthrough of policy rates to deposit rates in the euro area? *FEDS Notes*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.3297>.
- Mladenović, Z., & Nojković, A. (2012). *Primenjena analiza vremenskih serija*. Belgrade, Serbia: Publishing Center of Faculty of Economics and Business, University of Belgrade.
- Moder, I. (2023). The transmission of euro area monetary policy to financially euroized countries. *Economics & Politics*, 35(3), 718-751. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12242>
- Mojon, B. (2000). Financial structure and the interest rate channel of ECB policy. *ECB Working Paper* 40. Frankfurt, DE: European Central Bank. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.356001>
- National Bank of Serbia (2023). *Annual Financial Stability Report*. Belgrade, RS: NBS.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3). 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Econometric Society Monographs* (pp. 371-413). Cambridge, UK: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Petrevski, G., & Bogoev, J. (2012). Interest rate pass-through in South East Europe: An empirical analysis. *Economic Systems*, 36(4), 571-593. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.03.001>
- Rousseas, S. (1985). A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(1), 135-144. <https://doi.org/10.1080/01603477.1985.11489549>
- Sander, H., & Kleimeier, S. (2004). Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration. *Journal of International Money and Finance*, 23 (3), 461-492. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.02.001>
- Stanišić, N. (2012). Effects of international monetary integration on inflation, economic growth and current account. *Economic Horizons*, 14(1), 3-13. <https://doi.org/10.5937/ekonhor1201003S>
- Verheyen, F. (2013). Interest rate pass-through in the EMU - New evidence using the nonlinear ARDL framework. *Economics Bulletin*, 33(1), 729-739.
- Vienna Initiative. (2019). *CESEE deleveraging and credit monitor (H1 2019)*. <https://www.vienna-initiative.com/content/dam/viennainitiative/pdf/2019-vienna-initiative-cesee-deleveraging.pdf>
- von Borstel, J., Eickmeier, S., & Krippner, L. (2016). The interest rate pass-through in the euro area during the sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 68, 386-402. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.02.014>
- Živković, A., Stankić, R., Marinković, S., & Lukić, V. (2023). *Bankarsko poslovanje i platni promet*. Belgrade, Serbia: Publishing Center of Faculty of Economics and Business, University of Belgrade.

Primljeno 21. decembra 2025,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 21. decembra 2025.
Elektronska verzija objavljena 25. avgusta 2026.

Velimir Lukić je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu u Beogradu. Njegova glavna područja interesovanja i istraživanja su finansije, komercijalno bankarstvo, centralno bankarstvo i informacione tehnologije u finansijama. Profesionalno se usavršavao kroz studentske boravke na više univerziteta u SAD, Centralnoj banci Poljske i Narodnoj banci Srbije.

Svetlana Popović je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu u Beogradu. Učestvovala je na različitim domaćim i međunarodnim naučnim konferencijama i objavila brojne radove iz oblasti monetarne politike ECB-a, procesa konvergencije u EMU, regionalnog razvoja, upravljanja aktivom i pasivom banaka, bankarske supervizije, kao i bankarstva u senci, u monografijama, časopisima i zbornicima radova sa konferencija.

INTEREST RATE PASS-THROUGH TO DEPOSIT INTEREST RATES IN A DUAL-CURRENCY MONETARY SYSTEM: THE CASE OF SERBIA

Velimir Lukić and Svetlana Popović

University of Belgrade, Faculty of Economics and Business, Republic of Serbia

Since the financial system in Serbia is characterized by a high level of euroization, there are two distinctive deposit interest rate pass-through processes at work: the domestic interest rate pass-through and the imported (cross-border) interest rate pass-through. The findings for the domestic interest rate pass-through imply that the long-term pass-through varies within a range below unity, so the pass-through from the interbank (money) market rate to deposit rates is incomplete; the evidence on the short-term pass-through is weak, and the speed of adjustment to a long-term equilibrium is relatively high. The imported interest rate pass-through shows stronger evidence of cointegrating relationships across interest rates in comparison to the domestic interest rate pass-through, and very closely mimics the interest rate pass-through in the euro area in all relevant criteria. In effect, the findings show that the monetary policy in the euro area is well integrated with the domestic monetary policy in Serbia in terms of the cost adjustment of the deposit portion of banks' liabilities. The findings show that the monetary policy in the euro area is well integrated with the domestic monetary policy in Serbia in terms of the cost adjustment of the deposit side of banks' balance sheets stemming from the monetary policy decisions.

Keywords: interest rate pass-through, monetary policy transmission, deposits, autoregressive distributed lag model

JEL Classification: E43, E52, G21

Original scientific paper

UDC: 336.717.5(495)
doi:10.5937/ekonhor2602159K

UNDERSTANDING THE KEY DRIVERS OF NON-PERFORMING LOANS IN GREECE

Nikolaos Kalantzopoulos, Athanasios Mandilas, Stavros Valsamidis and
Dimitrios Kourtidis*

Democritus University of Thrace, Kavala, Department of Accounting and Finance, Greece

This study investigates the key factors influencing the evolution of non-performing loans (NPLs) in Greece, during and after the financial crisis, which severely affected the Greek banking sector. Greece documented the highest NPL ratio among the European countries, reflecting the economic effects of the crisis. Using data pertaining to the period from 2004 to 2018, regression analysis was applied to assess the influence of the macroeconomic and banking variables. The data were mainly derived from the Bank of Greece and the Hellenic Statistical Authority. The findings highlight a strong correlation between NPLs and the macroeconomic factors which significantly affected the Greek banking system. Addressing NPLs is a challenge, and effective resolution requires reversing the impact of the crisis and restoring growth in order to support the recovery of the banking sector. While focused on Greece, a broader Eurozone data analysis is suggested due to the fact that the EU economies are interlinked. While several studies have examined the determinants of non-performing loans in Greece so far, this study contributes to the topic by applying an extensive regression model and incorporating a broad range of variables.

Keywords: non-performing loans, banking system, financial crisis, macroeconomic variables

JEL Classification: G01, G21, E44

INTRODUCTION

Bank lending is a major source of financing for businesses and households, enabling them to meet their goals. However, the financial system and its operations can be disrupted because of financial crises. Greece was hit particularly hard, and the surge

in NPLs became a defining issue, shared by several crisis-affected countries.

The evolution of NPLs in Greece has been shaped by a multifaceted interaction between macroeconomic conditions and the banking sector performance indicators over the period from 2004 to 2018. This period includes the global financial crisis of 2008, the euro area sovereign debt crisis, and the introduction of capital controls in 2015, all of which had an impact on the Greek financial system and borrowers' ability to repay their loans.

* Correspondence to: D. Kourtidis, Democritus University of Thrace, Kavala, Department of Accounting and Finance, Greece; e-mail: kourtidis@af.duth.gr

Key banking indicators, such as the loan-to-deposit ratio, the net interest margin, and the capital adequacy ratio play an essential role in evaluating the resilience of the banking sector and are closely related to the dynamics of non-performing loans. From a macroeconomic perspective, fluctuations in Greece's gross domestic product (GDP) and the public debt levels in Greece show a strong negative correlation with non-performing loan ratios, demonstrating how overall economic performance influences credit quality.

Persistent current account imbalances and dependence on foreign capital inflows have also contributed to increased systemic vulnerabilities (Kovačević, 2025). These patterns suggest that external financial and trade conditions interact with the domestic macroeconomic environment, developing the pressures that can affect the accumulation of non-performing loans.

This study investigates the evolution of Greek banks' non-performing loans and identifies the main determinants that affected their evolution between 2004 and 2018. The period under review faces both the pre-crisis expansion and the full course of Greece's economic recession, which culminated in the capital controls of 2015 (Barisitz, 2013; Grossman & Woll, 2014). This study focused on the variables related to the institutional structure, the ownership models, and the operational efficiency of the Greek banking system (Louzis, Voulidis & Metaxas, 2012). The data were derived from the Bank of Greece, which provides comprehensive and consistent statistics on non-performing loans in all commercial banks (Bank of Greece Executive Committee, 2014, 2015).

A series of macroeconomic variables were incorporated in order to capture the broader economic context throughout the study period (Nkusu, 2011). The GDP growth rates were obtained from the Hellenic Statistical Authority, while the inflation data were derived from Eurostat. The information on the public debt (as a percentage of the GDP) and the unemployment rate was also obtained from the official data sets of the Hellenic Statistical Authority.

The multiple linear regression model utilized in the study with quarterly data (2004-2018) captures both

the macroeconomic effects and the bank-level effects. The dependent variable is a percentage change in the NPL ratio, whereas the independent variables capture both the macroeconomic conditions and the performance of the banking system. The model tests for lagged effects to identify the dynamic response of NPLs to changes in the economic and financial indicators.

This paper investigates the factors influencing the development of NPLs in Greece and addresses the following research questions:

- How do macroeconomic variables such as GDP growth, debt levels, unemployment, and inflation affect the evolution of NPLs in Greece?
- What is the relationship between the indicators related to the banking system and the development of NPLs in Greece?
- Which factors have contributed to the stability or decline of NPLs in Greece?
- How did the economic crisis in Greece trigger a reversal in trajectory of NPLs?

The paper is organized as follows. First, it provides a review of the literature and defines the research questions. This is followed by a description of the data and the methodology. The paper then presents the empirical findings and discusses those findings. Finally, the results are summarized and policy recommendations are outlined.

LITERATURE REVIEW

Lending stands out as one of the most important functions of the banking system, and represents the primary source of income for banks. Nevertheless, this operation entails substantial risks if no due attention is given to the criteria governing loan approvals. This risk was presented with great intensity in the Greek banking system during the period of the recent economic crisis as one of the most important problems that the banking sector was facing in its efforts to recover (Claessens & Kose, 2013). The crisis deeply affected the global financial system, creating

major operational challenges. Public trust in banks declined, and many functions, including lending, were carried out under severe pressure (Antzoulatos, Panopoulou & Tsoumas, 2011).

The banking sector is deeply embedded in all parts of the economy, supporting households, businesses, and depositors across income levels. It provides critical liquidity to the real economy. A. Campbell (2007) supports the argument that an increase in NPLs can be associated with financial instability. In their study, E. Kostika and N. T. Laopodis (2022) noticed that, in Greek banks, emergency liquidity assistance played a crucial role on NPLs. More specifically, they found that the volume of NPLs had declined because the capital base of the banks had been restored through the emergency liquidity assistance process. Businesses require funds not only to sustain their market share within their respective economic sectors but also for their growth and expansion. These funds are typically secured through bank loans.

Analyzing as many as 20 emerging European economies from 2000 to 2011, D. Erdinç and E. Abazi (2014) demonstrated the relationship between financial crises and NPL growth, arguing that rapid credit expansion contributed to rising NPLs. In Greece, the unfavorable macroeconomic environment and the uncontrolled bank-lending policy prior to the recession had led to significant losses made by financial institutions. The weak monetary policy and the inability to support households and businesses contributed to shrinking credit and increasing NPLs.

In a study on a total of 16 Central, Eastern, and Southeastern European countries, N. Klein (2013) found that both the macroeconomic factors and the bank-specific factors strongly influenced the NPL levels. M. Karadima and H. Louri (2022) identified the macroeconomic factors, rather than the bank-specific factors, as the key drivers of NPLs in Greece. Their research also highlighted the positive effect of the government debt and the negative impact of the fiscal balance on NPLs, underscoring the importance of fiscal sustainability after the crisis.

S. Papadamou and K. Pitsilkas (2025) reveal that the economic uncertainty index has a strong long-term

correlation with non-performing loans in Greece. Their findings suggest that increased uncertainty undermines financial stability, discouraging investment and consumption, thus increasing the difficulties faced by households and businesses in servicing their loan obligations.

Macroeconomic variables significantly influence NPLs, especially during recessions. GDP and public debt proved to negatively affect NPL levels (Fogila, 2022). Analyzing a total of nine Greek financial institutions in the period from 2003 to 2009, D. Louzis *et al.* (2012) found that unemployment, GDP, and interest rates had an adverse influence on NPL ratios, simultaneously also confirming the links between NPLs and the efficiency/profitability ratios and stressing the role of regulatory oversight in bank risk management. Similarly, D. Anastasiou, H. Louri and M. G. Tsionas (2019) observed the post-2008 rise in the euro area's NPLs due to deteriorating macroeconomic conditions.

Recent studies have also highlighted the role of technological innovation in shaping trends in non-performing loans. H. Wang, K. Mao, W. Wu and H. Luo (2023) show that investments in financial services technologies (Fintech) - particularly in IT personnel, software, and hardware - significantly reduce the risk of non-performing loans by improving data governance, compliance, and internal control mechanisms. Their findings reveal that, for every 1% increase in Fintech investment, non-performing loan rates significantly decrease, suggesting that digital transformation enhances banks' ability to identify, monitor, and manage credit risk. This information is relevant to the Greek context, where the ongoing digitization of the banking sector can further support reduction in non-performing loans through improved risk analysis and early warning systems.

In addition to the macroeconomic and banking determinants, institutional frameworks are also shown to play a critical role in shaping the dynamics of non-performing loans. A. Zervas, A. Fasianos and K. Loizos (2023) analyzed the Home Protection Scheme, introduced in Greece in 2010, and showed that, although its initial form encouraged some

strategic defaults, later changes helped reduce NPL ratios alongside the economic recovery. These findings show that policy choices and institutional settings can directly shape NPL trends, either making credit risk worse or helping to reduce it.

Furthermore, H. Fukuyama, R. Matousek and N. G. Tzeremes (2024) suggest an innovative methodological framework that uses a material balance approach to model the production processes of banks in the presence of non-performing loans (NPLs). Considering non-performing loans as undesirable outcomes, they argue that the efficiency of banks can be better assessed when non-performing loans are explicitly incorporated into the production function within a generalized G-disposability framework. Based on Japanese banking data, their findings suggest that differences in loan quality and risk heterogeneity should be incorporated into bank performance models. This methodological development provides a valuable perspective for future studies of the dynamics of non-performing loans in Greece, where loan quality significantly varies across institutions.

The evidence from the COVID-19 period highlights additional dimensions in the NPL determinants. Focusing on the Vietnamese banking system, K. Q. T. Nguyen (2022) finds that the leverage ratio significantly and negatively affects NPLs, underscoring the role of the bank capital structure in mitigating credit risk during crises. These results complement the discussion of capital adequacy and are particularly relevant for the case of Greece, where the equity ratio has been repeatedly emphasized as a safeguard against shocks.

To enhance the interpretive capacity of the regression model utilized in this study, it was considered appropriate to incorporate macroeconomic indicators, which ensures that the research results reflect the transformations that had occurred in the broader economic landscape of Greece over the review period (Nkusu, 2011).

A percentage change in Greece's Gross Domestic Product (GDP) was used. The data pertaining to the GDP were extracted by the Hellenic Statistical Authority. The inflation index data were extracted by the European Statistical Authority. The data on

the public debt, as the percentage of the Greek GDP, were drawn from the Hellenic Statistical Authority of Greece. Finally, the unemployment rate in Greece was included. The data on the unemployment rate were collected from the Hellenic Statistical Authority.

METHODOLOGY

To determine the factors that affect NPLs, the variables closely related to the Greek banking system were used. Those variables change depending on the policies implemented by banks, their ownership structure, and their effectiveness. Therefore, the following variables: the loan-to-deposit ratio, the net interest margin, and the equity ratio were included in the analysis carried out in this study. This was based on similar studies for the Greek banking system. Studies at the European level and the global level were also considered. Those variables help to understand if the conditions of the banking system have affected the evolution of NPLs or not. The data for the above-mentioned variables were taken from the published statistics held by the Bank of Greece for the Greek banking system. The statistics are constantly updated.

This study adopts a linear modeling approach to examine the factors influencing the evolution of NPLs in Greek banks from 2004 to 2018. Considering the introduction of time lags for several variables, the effective sample comprised 60 quarterly observations covering the period from 2004 to 2018. Drawing on the data from the Bank of Greece's statistics, the research integrates the macroeconomic indicators and the bank-specific variables to comprehensively analyze the determinants of NPL trends in Greece during the period marked by significant economic turbulence.

The dependent variable in the model is the percentage change in the NPL ratio, which captures variations in the proportion of the loans classified as non-performing. This metric provides an insight into the underlying dynamics driving credit risk in the Greek banking sector.

To identify the determining factors in the evolution of the banking sector, the following independent

variables were used: the loan-to-deposit ratio, the net interest margin, and the Equity Ratio. With respect to these variables, (i) the loan-to-deposit ratio (LDR) measures the liquidity and lending practices of Greek banks, shedding light on their risk exposure, (ii) the net interest margin (NIM) indicates profitability and provides insights into banks' ability to manage income in the face of rising NPLs, and (iii) the equity ratio (ER), although initially included for the purpose of completeness, was excluded from the final regression due to its low significance.

In addition, the following macroeconomic variables were included: (i) the gross domestic product (GDP), which represents overall economic performance, with the declines linked to higher NPLs due to the borrower's reduced repayment capacity, (ii) the public debt (PD), which represents fiscal health, with higher debt levels often being associated with increased systemic risk, (iii) the inflation rate (IR) influences the borrower's purchasing power and the real value of the debt, thus influencing default rates, (iv) the unemployment rate (UNP), which serves as a critical indicator of the labor market conditions, with higher unemployment strongly correlating with increased NPLs.

The employed linear model is guided by the international literature, providing the theoretical and empirical bases for examining NPL trends. By linking the percentage change in the NPL ratio to both the banking sector conditions and the macroeconomic factors, the model aims to quantify the degree of the influence each variable exerts on NPL dynamics. This approach enables the study to assess the influence of the banking sector practices and resilience of the NPL levels, investigate the role of macroeconomic instability in shaping NPL trends and detects potential policy interventions and strategies to mitigate the adverse impact of such rising NPLs.

Moreover, the GDP, the debt, inflation and unemployment were added to the model because they were connected to the macroeconomic environment and reflect overall economic conditions which indirectly influence the efficiency of banks and the conditions of the broader economic environment during the period under review.

The NPL ratio is the dependent variable used in the research. The model used in this study is a linear function model. The research model associates the percentage change in the NPL ratio with the variables directly connected with the Greek banking system and with those reflecting the macroeconomic environment and the overall situation of the Greek economy during the reference period. The equation of the regression under consideration is as follows:

$$\Delta NPL_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta GDP_{t-1} + \beta_2 \Delta INF_{t-1} + \beta_3 \Delta Debt_{t-2} + \beta_4 \Delta UNP_{t-1} + \beta_5 ER_{t-2} + \beta_6 LDR_t + \beta_7 NIM_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ΔNPL stands for the dependent variable used in the research and reflects the percentage change in the NPL ratio, ΔGDP stands for the percentage change in the gross domestic product of Greece, ΔINF stands for the inflation index, $\Delta Debt$ stands for the public debt as the percentage of the Greek GDP, ΔUNP stands for the unemployment rate in Greece, ER stands for the equity ratio of the Greek banks, LDR stands for the loan-to-deposit ratio for the Greek banks, and finally NIM stands for the net interest margin for the Greek banks. All data are in quarterly frequency (q_i = quarter).

For the independent variables ΔGDP , INF and ΔUNP of the model, the data of the previous quarter were used as post-test observations. The results with higher statistical significance were obtained. Moreover, for the independent variables $\Delta Debt$ and ER , the data with a time lag of two quarters were used as after the post-test observation. The results with higher statistical significance were obtained. Thus, change in these independent variables affects the dependent variable of the model with the time lags of one quarter and two quarters, respectively (Berger & De Young, 1997; Salas & Saurina, 2002; Louzis *et al.*, 2012). The selection of the macroeconomic independent variables, such as the percentage change of the GDP, inflation, the debt as the percentage of the gross domestic product, and unemployment, was driven by the study's aim to assess whether these factors, which reflect the general economic condition, influence the evolution of the NPL ratio in Greece or not.

Table 1 portrays the basic descriptive statistics of the variables used in the regression analysis made in the

research based on the equation (1). More specifically, Table 1 include the mean, the standard error, the standard deviation, the maximum and minimum values for each variable used in the model.

According to the descriptive statistics, the model's dependent variable reflecting the percentage change in NPLs during the period under review is highly volatile as its minimum value is - 17.93% and maximum value 65.29%. The same stands for the independent variables reflecting the percentage change in the GDP and inflation, whose minimum values are -10.25% and -2.37%, and maximum values 6.77% and 5.53%, respectively.

The variables that record the change in unemployment and the debt as the percentage of the gross domestic product are also highly volatile, with the minimum values -14.28% and -10.82%, respectively, and the maximum values 45.14% and 18.74%, respectively.

As the banking variable, the equity ratio has the maximum value of 10.81%, whereas its minimum

value for the period under review is 1.02%. Finally, the interpretive variables, also related to the banking system, i.e. the loan-to-deposit ratio and the net interest margin, have the maximum values 44.55% and 4.78%, respectively, for the period under review, and the minimum values 23.67% and 2.91%, respectively, for the same period.

Data on the NPL ratio

This variable is the dependent variable of the model and records the percentage change in the NPLs of the Greek banks compared to the corresponding quarter of the previous year. The data for this variable were collected using the statistics from the Bank of Greece and, more specifically, from the table accounting for the evolution of loans and NPLs for all commercial and cooperative banks operating in Greece. These data are collected on a quarterly basis, with the goal to present and record loans and NPLs. Moreover, the data are broken down by loan type. It should be noted that the amount of the loans was calculated based on the data related to on-balance sheet loans. Figure

Table 1 The descriptive statistics for the variables

Δ NPL		Δ Debt t-2		Δ GDP t-1	
Mean	0.14456	Mean	0.03927	Mean	-0.00702
Standard error	0.03293	Standard error	0.00975	Standard error	0.00585
Standard deviation	0.25507	Standard deviation	0.07550	Standard deviation	0.04535
Minimum	-0.17936	Minimum	-0.10825	Minimum	-0.10251
Maximum	0.65297	Maximum	0.18745	Maximum	0.06776
Inflation t-1		Unemployment t-1		Equity ratio t-2	
Mean	0.02037	Mean	0.06252	Mean	0.06553
Standard error	0.00280	Standard error	0.02369	Standard error	0.00247
Standard deviation	0.02169	Standard deviation	0.18347	Standard deviation	0.01911
Minimum	-0.02379	Minimum	-0.14286	Minimum	0.01017
Maximum	0.05534	Maximum	0.45139	Maximum	0.10811
Loan-to-deposit ratio		Net interest margin			
Mean	0.33811	Mean	0.04113		
Standard error	0.00891	Standard error	0.00061		
Standard deviation	0.06904	Standard deviation	0.00473		
Minimum	0.23677	Minimum	0.02907		
Maximum	0.44551	Maximum	0.04780		

Source: Authors

1 depicts the evolution of NPLs during the period under review.

The graph illustrates the evolution of NPLs over the review period, revealing a consistent upward trend in the banks' NPLs in the period from 2009 to 2016. This surge caused the ratio to be four times higher compared to its original value seven years ago. In the subsequent period from 2016 to 2018, marking the conclusion of the study, the indicator displays stabilizing and slightly decreasing trends. The increase in NPLs aligns with the financial crisis that profoundly affected Greece, resulting in particularly adverse consequences for the banking industry, businesses, and households. To utilize the data acquired from the Bank of Greece, the percentage change in the ratio from the corresponding quarter of the preceding year was computed. This ratio represents the percentage of the NPLs to the total volume of loans in the Greek banking system across all loan categories.

Data on the percentage change in Gross Domestic Product

Gross Domestic Product (GDP) is the total value of goods and services produced within an economy in a year. It is a key macroeconomic indicator that reflects

the economy's economic activity. The GDP data for Greece were sourced from the Hellenic Statistical Authority and recorded quarterly.

Figure 2 depicts the growth rate of Greece's gross domestic product (GDP) over the review period, showcasing an upward trend in the period from 2004 to 2008. From 2004 to 2008, the GDP showed an upward trend, reflecting economic growth. A stabilizing trend appeared during the period from 2008 to 2009, followed by a consistent decline from 2009 to 2013, coinciding with the Greek economic crisis and the 25% drop in the GDP. Between 2013 and Q3 of 2017, the GDP stabilized with intermittent growth but did not return to the pre-crisis levels. To include the GDP in the model, its year-over-year percentage change was calculated.

Data on the percentage change in Public debt

Public debt is the cumulative debt of the broader public sector, increasing through deficits or decreasing through surpluses. As government revenues stem from taxpayers, public debt indirectly burdens them. Creditors include individuals, banks, states, and other investors.

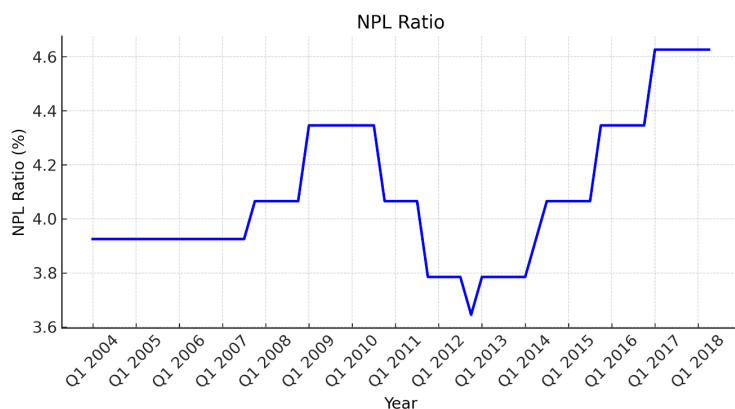


Figure 1 The evolution of NPLs in Greece

Source: Bank of Greece. (2025). *Evolution of loans and non-performing loans*. Retrieved 15/01/2024 from <https://www.bankofgreece.gr/en/statistics/evolution-of-loans-and-non-performing-loans>

Public debt is split into internal (owed domestically) and external (owed abroad) categories. The latter is often denominated in a foreign currency, making the distinction important. Figure 3 depicts the percentage change in Greece's public debt during the period under review.

The public debt generally increased, particularly from 2008 to 2012 and from 2013 to 2014. In 2012, the debt dropped significantly due to the PSI Agreement,

involving a 53.5% haircut on EUR 206 billion of Greek bonds, with a 95.7% participation rate. The data for the debt data were sourced quarterly from Eurostat and expressed as the percentage change from the same quarter of the previous year.

Data on the inflation rate

Inflation represents a sustained rise in general price levels, reducing the purchasing power. The data for

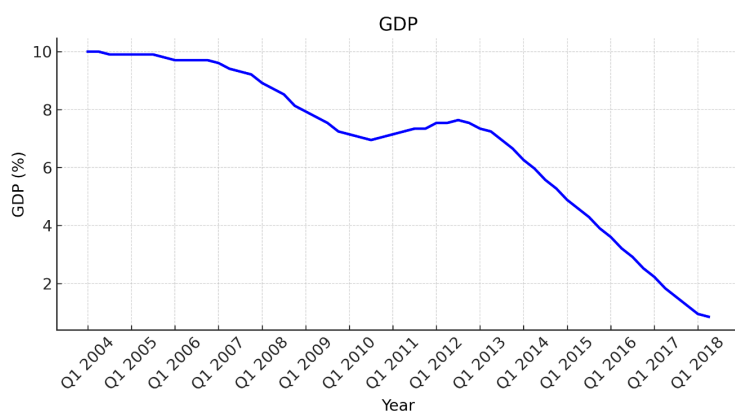


Figure 2 The percentage change in the GDP

Source: ELSTAT. (2026). Hellenic Statistical Authority. Retrieved 14/02/2024 from <https://www.statistics.gr/en/statistics/eco>

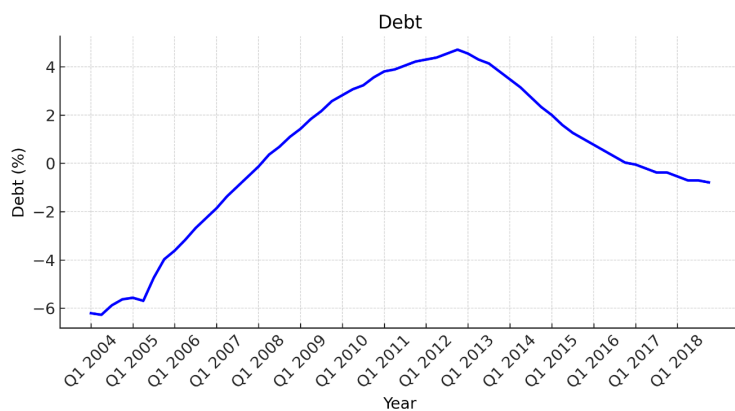


Figure 3 The percentage change in the debt

Source: ELSTAT. (2026). Hellenic Statistical Authority. Retrieved 14/02/2024 from <https://www.statistics.gr/en/statistics/eco>

Greek inflation were obtained monthly from Eurostat and aggregated quarterly for model compatibility.

Figure 4 shows that the evolution of inflation in Greece during the period under review led to intense changes in the general price level. From 2004 to 2010, the inflation remained relatively stable. A steep decline began in late 2010, followed by a sharp rise, peaking at 5.60% in Q4 2012. From 2013 to 2017, Greece experienced deflation, reaching a low of -2.38% in Q2 2017. The inflation then fluctuated but remained mostly negative, ending at -0.99% in Q4 2018.

Data on the unemployment rate

Unemployment refers to individuals actively seeking but unable to find work. The unemployment rate is the ratio of unemployed individuals to the labor force. High unemployment often correlates positively with NPLs (Louzis *et al*, 2012).

There are three main types of unemployment:

1. Structural unemployment, resulting from the mismatch between supply and demand as some sectors (or specialties, or geographical areas) are in increasing demand, and some are in declining demand.

2. Cyclical unemployment, resulting from reduced overall demand for products and services. This form of unemployment is the result of slowing growth in times of economic recession, which results in the inability to absorb labor.

3. Frictional unemployment, resulting from temporary unemployment, which occurs when some employees leave their jobs and remain unemployed for some time until they find the next best job. This phenomenon also occurs among the mothers who return to the labor market after pregnancy, or among the young people who are looking for their first job. Frictional unemployment is a natural phenomenon observed during the job search process.

Figure 5 presents the percentage change in the unemployment in Greece, showing that the unemployment had a small downward trend from the beginning of the examined period in 2004 until the end of 2009. From 2004 to 2009, the unemployment declined slightly. It rose sharply from 2010 to 2014, peaking at 27.8% in Q1 2014 during the crisis. From 2015 to 2018, it declined but remained above the pre-crisis levels. The data were sourced quarterly from the Hellenic Statistical Authority.

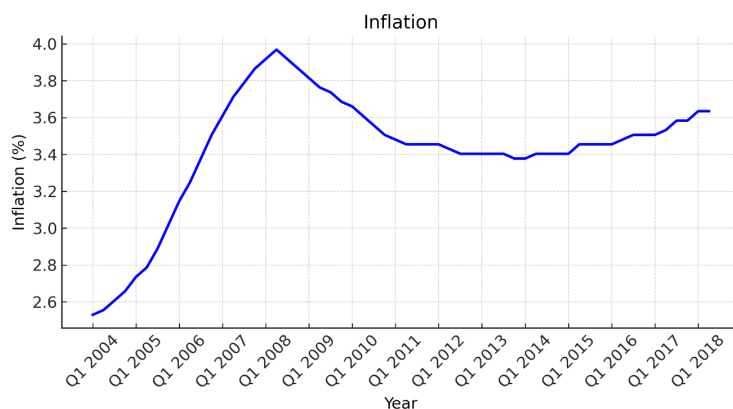


Figure 4 The inflation in Greece

Source: ELSTAT. (2026). Hellenic Statistical Authority. Retrieved 14/02/2024 from <https://www.statistics.gr/en/statistics/eco>

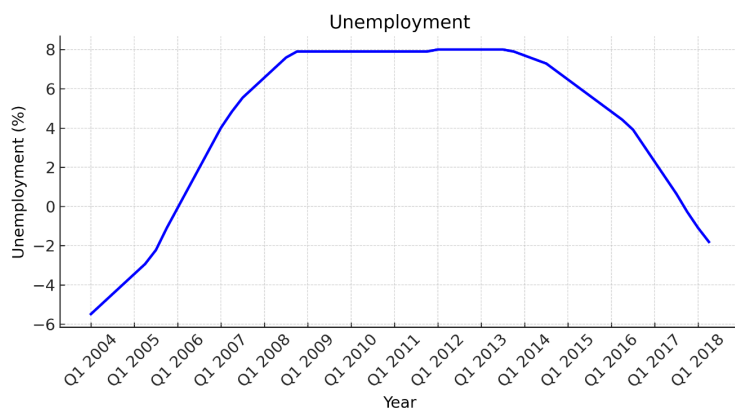


Figure 5 The unemployment in Greece

Source: ELSTAT. (2026). Hellenic Statistical Authority. Retrieved 14/02/2024 from <https://www.statistics.gr/en/statistics/eco>

Data on the equity ratio

The equity ratio shows how much of a firm's assets are financed by equity. A higher ratio indicates lower risk and less reliance on the debt, reassuring both investors and creditors.

The calculation formula of the financial indicator is as follows:

$$\text{Equity ratio} = \frac{\text{Shareholder equity}}{\text{Total assets}} \quad (2)$$

The lower the price of the ratio, the higher the risk of business, and vice versa, the higher the price of the ratio, the lower the level of risk. In combination with the other financial indicators, this indicator is used to evaluate the financial performance of each business. Therefore, the high price of this indicator gives positive signs to potential investors, because it shows a lower level of risk as it presents a high level of investment by investors. Moreover, it gives a good sign to the creditors of the company that the money owed to them is not in danger and shows that the company does not have significant costs arising from the loan funds.

According to Figure 6, which shows the evolution of the equity ratio of the Greek banks, there were strong changes in the ratio during the period under review.

From 2004 to mid-2012, the equity ratio declined, reaching its lowest point in Q2 2012. A sharp rise followed until 2017, surpassing the levels of 2004. In 2018, the ratio declined slightly. The data were derived from the monthly reports issued by the Bank of Greece and converted to quarterly frequency.

Data on the net interest margin

The net interest margin is the difference between income from interest and expenses from interest as the percentage of earning assets. It reflects a bank's profitability and efficiency. Its formula is as follows:

$$\text{Net interest margin} = \frac{\text{Interest revenue} - \text{Interest expenses}}{\text{Earning assets}} \quad (3)$$

A possible increase in the bank lending rate is a barrier to borrowers with floating rate loans and is likely to lead to delays in smooth payments until the repayment of their loan installments. Therefore, the interest rate is one of the major determinants of NPLs.

Figure 7 shows the evolution of the net interest margin during the period under review. From 2004 to 2012, the indicator declined, especially during the years 2011 and 2012, amid the crisis. From 2013 to 2018, it increased. The data were sourced from the reports issued by the Bank of Greece on new deposit and loan interest rates, adjusted quarterly.

Data on the loan-to-deposit ratio

The loan-to-deposit ratio is used by many analysts as a liquidity indicator. The loan-to-deposit ratio (LDR) is a liquidity measure. Loans are assets, while deposits are key funding sources. A high ratio may signal liquidity risk but also confidence in the banking system. An LDR near 0.70 is often considered ideal.

According to Figure 8, which shows the evolution of the loan-to-deposit ratio variable for the Greek

banking system during the period under review, the ratio had a declining trend during this period. From 2004 to 2009, the LDR fell, then rose back near the levels of 2004. From 2010 to 2016, it dropped nearly 50%, reflecting the crisis and the deposit outflows due to the fears of the instability of the banking system. From 2016 to 2018, the ratio rose slightly but did not fully recover. The data were derived from the reports issued by the Bank of Greece, aggregated quarterly.

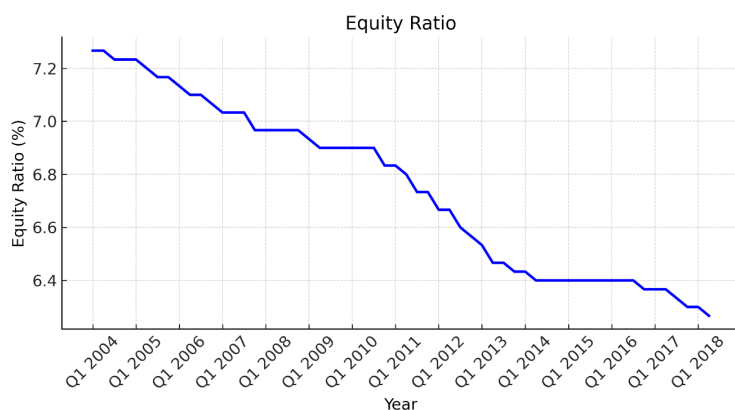


Figure 6 The equity ratio of the Greek banks

Source: Bank of Greece. (2025). *Evolution of loans and non-performing loans*. Retrieved 15/01/2024 from <https://www.bankofgreece.gr/en/statistics/evolution-of-loans-and-non-performing-loans>

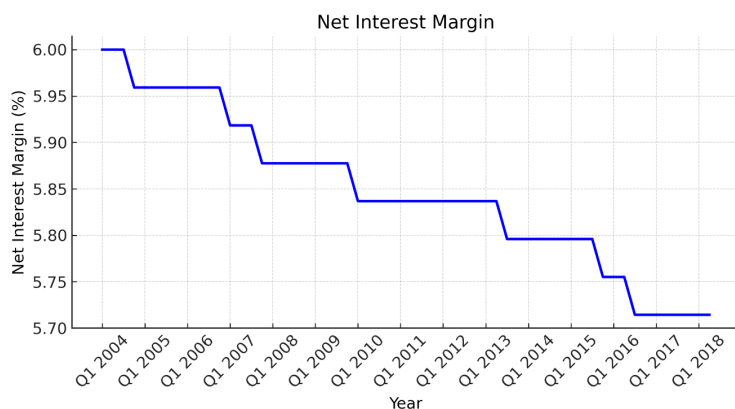


Figure 7 The net interest margin in Greece

Source: Bank of Greece. (2025). *Evolution of loans and non-performing loans*. Retrieved 15/01/2024 from <https://www.bankofgreece.gr/en/statistics/evolution-of-loans-and-non-performing-loans>

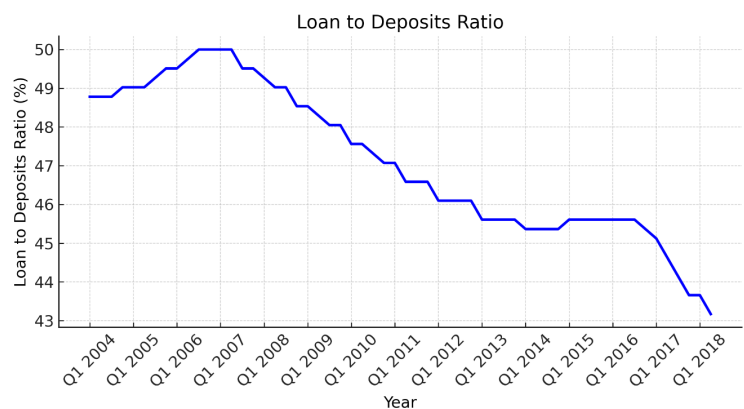


Figure 8 The loan-to-deposit ratio in Greece

Source: Bank of Greece. (2025). *Evolution of loans and non-performing loans*. <https://www.bankofgreece.gr/en/statistics/evolution-of-loans-and-non-performing-loans>

RESULTS

To enhance the interpretive power of the regression model, a series of diagnostic tests were conducted at various stages of the analysis (Tables 2, 3 and 4). These steps ensured the consistency and reliability of the results. The data used spanned a period of 14 years (2004-2018) at a quarterly frequency over. However, these variables were found to be statistically insignificant across all the tests. Furthermore, specific efforts to isolate the period of the economic crisis (2009-2018) and assess its distinct effects on the dependent variable yielded no statistically significant outcomes.

The final results of the multiple regression analysis summarized in Tables 5, 6, and 7 provide critical insights into the relationships between the dependent variable and the independent variables. After successive iterations, the equity ratio variable was excluded due to its low statistical significance, which allowed for a refined model with improved explanatory power.

The findings reveal that the macroeconomic variables, including the GDP growth, the inflation, and the public debt, as well as the indicators of the banking system, such as the net interest margin (NIM) and the loan-to-deposit Ratio (LDR), significantly influenced

the evolution of the NPLs in Greece. The key highlights from the analysis include:

GDP growth: The percentage change in the GDP showed a statistically significant negative relationship with NPLs, affirming that economic expansion reduced the likelihood of loan defaults. This aligns with prior research (e.g. Perotti, 1996; Salas & Saurina, 2002; Rinaldi & Sanchis-Arellano, 2006; Cifter, Yilmazer & Cifter, 2009; Reinhart & Rogoff, 2010), which underscores the critical role of economic activity in shaping the trajectory of NPLs.

Inflation: A negative and statistically significant relationship was found between the inflation and the NPLs, indicating that higher inflation correlated with reduced NPLs. This finding may reflect the positive

Table 2 The results of the multiple regression

Regression Statistics	
Multiple R	0.969535
R square	0.939998
Adjusted R square	0.931921
Standard error	0.066553
Observations	60

Source: Authors

impact of inflation on borrowers' ability to repay the debt, as nominal income often increases during inflationary periods. Similar to M. Nkusu (2011), the results obtained in this study may suggest that moderate inflation can alleviate real-debt burdens and increase nominal income, thus facilitating loan repayment.

Public debt and unemployment: Both variables showed a positive relationship with the NPLs, highlighting the adverse effects of economic stress on the banking system. A rising public debt typically signals economic downturns, while higher unemployment consistent with the studies by L. Rinaldi and A. Sanchis-Arellano (2006) and D. Louzis *et al.* (2012) reduces households' disposable income, thus leading to loan delinquencies.

Net interest margin (NIM): NIM emerged as the most influential independent variable, exhibiting a strong negative relationship with the NPLs, which suggests that the efficient performance of banks, reflected by higher NIM values, reduces the volume of NPLs.

Loan-to-Deposit Ratio (LDR): The LDR displayed a positive relationship with the NPLs, emphasizing that the periods of reduced liquidity in the banking system exacerbated loan defaults. As liquidity constraints tighten, banks face greater difficulty managing delinquent loans, thus contributing to a rise in NPLs.

A relevant comparison can be made with the Slovenian banking sector during the COVID-19 pandemic. K. Grivec and R. Devjak (2023) claimed that household deposits in Slovenia increased significantly during the crisis, providing Slovenian banks with a stable source of funding and supporting credit activity. However, the Greek banking system

experienced severe deposit outflows between 2010 and 2015, which eroded liquidity and intensified the rise of the NPLs. This divergence illustrates the crucial role of household deposit dynamics in shaping the resilience of the banking sector.

Crisis Effect: Although attempts were made to isolate the period of the Greek financial crisis (2009-2018), the results did not yield the statistically significant evidence of differing dynamics during this period. Nonetheless, the overall findings confirm that the macroeconomic downturn during this time profoundly impacted the banking sector.

The analysis demonstrates that macroeconomic indicators, particularly GDP growth, unemployment, inflation, and the public debt, are the significant determinants of the NPL evolution in Greece. Simultaneously, the banking system's variables, such as NIM and the LDR, play an essential role in influencing loan performance. These results highlight the interconnectedness of macroeconomic conditions and the efficiency of banks in addressing the persistent challenge of NPLs. Future policy-related efforts should aim to create a balanced approach that will address both the vulnerabilities of the economic system and the banking system so as to ensure sustainable financial stability.

VIF values greater than 10 mean that the variable should not be included in the model since it is strongly correlated with the other variables. There is no such limitation in Table 7.

Figure 9 depicts the standardized residuals of the regression. They are very closed in normal distribution.

Table 3 The statistics df, SS, MS, F and Significance F

	df	SS	MS	F	Significance F
Regression	7.000000	3.608341	0.515477	116.377756	0.000000
Residual	52.000000	0.230326	0.004429		
Total	59.000000	3.838667			

Notes df: the degrees of freedom, SS: the sum of squares, MS: the mean sum of squares, F: the F-statistic and the significance F are computed from the F value

Table 4 The statistics coefficients, the standard error, t Stat and the P-value

	Coefficients	Standard error	t stat	P-value
Intercept	0.474454	0.137888	3.440876	0.001152
Debt t-2	0.429989	0.170267	2.525385	0.014644
GDP t-1	-2.196861	0.451899	-4.861402	0.000011
inflation t-1	-4.323454	1.065044	-4.059412	0.000166
Unemployment t-1	0.720264	0.106823	6.742569	0.000000
Equity Ratio t-2	0.826647	1.125742	0.734313	0.466056
Loan-to-deposit ratio	1.244576	0.284486	4.374828	0.000059
Net interest margin	-19.309085	3.221007	-5.994735	0.000000

Source: Authors

Table 5 The regression statistics after the rejection of the independent variable equity ratio

Regression Statistics	
Multiple R	0.96921
R square	0.93938
Adjusted R square	0.93251
Standard error	0.06626
Observations	60.000000

Source: Authors

Table 6 The statistics df, SS, MS, F and significance F after the rejection of the independent variable equity ratio*

	df	SS	MS	F	Significance F
Regression	6.00000	3.60595	0.60099	136.87417	0.000000
Residual	53.00000	0.23271	0.00439		
Total	59.00000	3.83867			

Source: Authors

The normalized residuals show a good model fit (Figures 9 and 10).

Diagnostic tests

To validate the robustness and reliability of the regression model, a series of standard diagnostic tests were conducted. The Durbin-Watson (DW) statistic (Durbin & Watson, 1950) was 1.74, close to the reference value of 2, indicating a mild positive autocorrelation in the residuals and suggesting that serial correlation does not constitute a major concern for the model.

The Breusch-Pagan test (Breusch & Pagan, 1979) was done to test for heteroscedasticity. The results (LM = 7.17, F = 1.20, $p > 0.30$) suggest that the null hypothesis of homoscedastic errors cannot be rejected. Therefore, the residuals have a constant variance across all the observations.

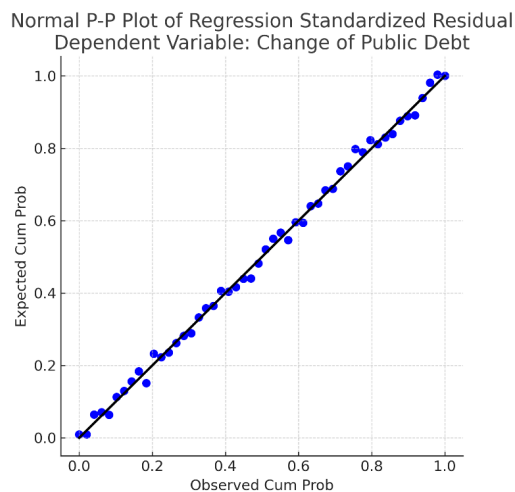
Variance Inflation Factors (VIF) were also performed to assess potential multicollinearity. All the values reported in Table 7 are well below the conventional threshold of 10, suggesting that multicollinearity is not a concern.

Although possible endogeneity cannot be ruled out, particularly regarding the GDP growth and

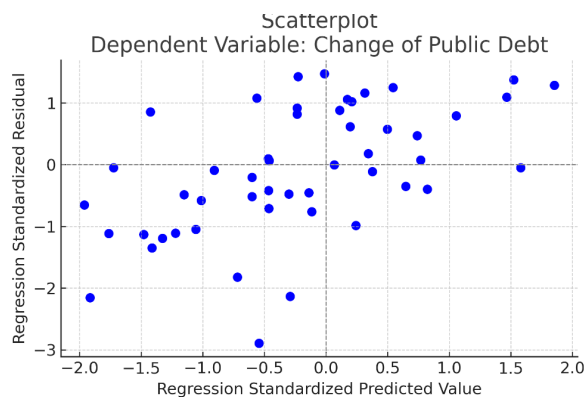
Table 7 The statistics: the coefficients, the standard error, t stat and the P-value after the rejection of the independent variable equity ratio

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Tolerance	VIF
Intercept	0.53447	0.11057	4.83364	0.00001		
Debt t-2	0.48618	0.15144	3.21035	0.00225	0.501	1.997
GDP t-1	-2.04260	0.39836	-5.12754	0.00000	0.103	9.683
inflation t-1	-4.64872	0.96435	-4.82059	0.00001	0.123	8.102
Unemployment t-1	0.70249	0.10359	6.78130	0.00000	0.773	1.294
Loan to deposits ratio	1.19286	0.27443	4.34670	0.00006	0.408	2.450
Net interest margin	-18.86513	3.14997	-5.98898	0.00000	0.599	1.670

Source: Authors

**Figure 9** The standardized residuals

Source: Authors

**Figure 10** The residuals and the predicted values

Source: Authors

the public debt, the overall diagnostic tests strongly support the reliability of the model. The residuals are homoscedastic and approximately independent, and the use of transformed variables ensures stationarity. These results indicate that the regression specification is robust and the estimated relationships can be considered reliable despite this limitation.

CONCLUSION

This study empirically investigated the determinants significantly affecting the evolution of NPLs in Greece from 2004 to 2018. Furthermore, the study presented an overview of the Greek banking system, focusing on the changes made over time in the regulatory framework designed to address the issue of NPLs at both the international level and the domestic level.

Utilizing the data collected from the Bank of Greece on the evolution of NPLs and considering the characteristics of economic quality during the crisis, the study documented the trajectory of NPLs over the review period. Additionally, the data reflecting the macroeconomic environment and the conditions of the country's banking system were analyzed in order to draw comprehensive conclusions.

The main conclusions that emerged from the study of the evolution of NPLs during the period under review imply that, throughout the period from 2004 to 2009, during which time the Greek economy was growing,

the NPLs remained stable and, at times, showed a downward trend.

Once the economic crisis affected Greece, the previous course of NPLs was reversed, which indicated a significant increase until the end of the reference period. The global economic crisis that affected Greece has also influenced the development of the country's NPLs.

As far as the identification of the factors that influence the evolution of NPLs in Greek banking system is concerned, an economic model was used, and the data were derived from the Bank of Greece and the Hellenic and European Statistical Authorities for the period from 2004 to 2018. The survey's findings indicate that there is an association between the evolution of NPLs and the macroeconomic variables used in this model, including the percentage change in the gross domestic product, the debt, the unemployment, and the inflation.

Therefore, it was found that the macroeconomic factors that depict the condition of the Greek economy affect the condition of the country's banking system and, as a result, the course of NPLs.

These findings are in line with previous studies (Rinaldi & Sanchis-Arellano, 2006; Reinhart & Rogoff, 2010) and confirm the critical role of macroeconomic stability and the efficiency of the banking system in managing NPLs. Moreover, studies on other vulnerable economies confirm that NPLs are directed by macroeconomic instability, including GDP fluctuations, inflation, and unemployment (Sanyaolu, Siyanbola & Makinde, 2020; Efayena, Oniore & Buzugbe, 2025).

This study contributes as an initial effort to define the factors that influence the evolution of NPLs in Greece. To further examine this direction, considering the strong interrelation between the economies of the European countries and the banks of the Eurozone, it is crucial to investigate data on all the banks operating within the Eurozone.

The study highlights that managing NPLs is a complex and multifaceted problem. If not addressed

in a timely manner, it can create significant problems in various sectors of the economy. According to the findings, addressing the increase in NPLs in Greece necessitates the reversal of the negative effects of the economic recession and the restoring of the country's economy to growth. This conversion would create positive conditions for the Greek banking system, enabling it to operate smoothly and fueling its growth.

In summary, the empirical findings have confirmed all the main research hypotheses, showing that both the macroeconomic variables and the banking-specific variables significantly influence the evolution of non-performing loans in Greece. The results provide theoretical support to the macro-financial vulnerability framework, confirming that economic shocks and the efficiency of banks jointly shape credit risk dynamics. From a practical perspective, the findings underline the need for the policies that promote sustainable growth, employment, and effective bank risk management in order to prevent future NPL accumulation.

Despite its contributions, the research also has certain limitations. The analysis covers the period from 2004 to 2018 and relies on aggregated quarterly data, which may not fully capture the differences among individual banks or post-2019 developments. Moreover, potential endogeneity between macroeconomic indicators and NPLs could affect the strength of some relationships.

Future research could expand the model by using bank-level panel data or dynamic econometric approaches (such as VECM or GMM) to explore causal relationships more precisely. Additionally, incorporating new variables - such as policy uncertainty, the adoption of Fintech adoption, and institutional reforms - would enhance the understanding of the evolving determinants of NPLs in Greece and in other Eurozone economies.

REFERENCES

- Anastasiou, D., Louri, H., & Tsionas, M. G. (2019). Nonperforming loans in the euro area: Are core-periphery banking markets fragmented? *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 97-112. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1651>
- Antzoulatos A. A., Panopoulou E., & Tsoumas C. (2011). Do financial systems converge? *Review of International Economics*, 19(1), 122-136. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2010.00936.x>
- Bank of Greece Executive Committee. (2014), Bank of Greece Executive Committee's Act 42.
- Bank of Greece Executive Committee. (2015), Bank of Greece Executive Committee's Act 47.
- Bank of Greece. (2025). *Evolution of loans and non-performing loans*. Retrieved January 15, 2024 from <https://www.bankofgreece.gr/en/statistics/evolution-of-loans-and-non-performing-loans>
- Barisitz S. (2013). *Nonperforming Loans in Western Europe - A Selective Comparison of Countries and National Definitions. Focus on European Economic Integration*, Oesterreichische National bank (Austrian Central Bank), No. 1, 28-47.
- Berger, A. N., & De Young, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking and Finance*, 2(6), 849-870. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00003-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00003-4)
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Campbell, A. (2007). Bank insolvency and the problem of nonperforming loans. *Journal of Banking Regulation*, 9(1), 25-45. <https://doi.org/10.1057/PALGRAVE.JBR.2350057>
- Cifter A., Yilmazer S., & Cifter E. (2009). Analysis of sectoral credit default cycle dependency with wavelet networks: Evidence from Turkey. *Economic Modelling*, 26(6), 1382-1388. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.07.014>
- Claessens, S., & Kose, M. A. (2013). *Financial Crises: Explanations, Types, and Implications*. IMF Working Paper No. 13/28. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781475561005.001>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for serial correlation in least squares regression: I. *Biometrika*, 37(3-4), 409-428. <https://doi.org/10.1093/biomet/37.3-4.409>
- Efayena, O. O., Oniore, J. O., & Buzugbe, N. P. (2025). Credit risk and macroeconomic stability in developing economies. *Economic Horizons*, 27(2), 111-126. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2502117E>
- Erdinç, D., & Abazi, E. (2014). The determinants of NPLs in emerging Europe, 2000-2011. *Journal of Economics and Political Economy*, 1(2), 112-125. <https://journals.econsocieties.com/index.php/JEPE/article/view/59/187>
- Fogila, M. (2022). Macroeconomic factors and non-performing loans in European economies. *Risks*, 10(1), 1-13. <https://doi.org/10.3390/risks10010021>
- Fukuyama, H., Matousek, R., & Tzeremes, N. G. (2024). A material balance approach for modelling banks' production process with non-performing loans. *Journal of the Operational Research Society*, 75(9), 1726-1737. <https://doi.org/10.1080/01605682.2023.2273460>
- Grossman, E., & Woll, C. (2014). Saving the banks: The political economy of bailouts. *Comparative Political Studies*, 47(4), 574-600. <https://doi.org/10.1177/0010414013488540>
- Grivec, K., & Devjak, R. (2023). Household deposits and bank stability during the COVID-19 pandemic: Evidence from Slovenia. *Economic Horizons*, 25(2), 165-177. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2302181G>
- ELSTAT. (2026). Hellenic Statistical Authority. Retrieved February 14, 2024 from <https://www.statistics.gr/en/statistics/eco>
- Karadima, M., & Louri, H. (2022). Government debt accumulation and non-performing loans: An ARDL bounds testing approach. *Economics and Business Letters*, 11(4), 150-160. <https://doi.org/10.17811/eb1.11.4.2022.150-160>
- Klein N. (2013). *NPLs in CESEE: determinants and impact on macroeconomic performance*. Working paper, IMF Working Paper No. 13/72.
- Kostika, E., & Laopodis, N. T. (2022). Assessing the effectiveness of the emergency liquidity assistance tool in the euro area. *International Journal of Finance & Economics*, 27(4), 4142-4153. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2363>
- Kovačević, A. (2025). External imbalances and banking vulnerabilities in small open economies. *Economic Horizons*, 27(2), 95-110. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2502099K>

- Louzis, D., Voulidis, A., & Metaxas, V. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of NPLs in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 1012-1027. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012>
- Nkusu, M. (2011). *Nonperforming loans and macro-financial vulnerabilities in advanced economies*. IMF Working Paper No. 11/161. <https://doi.org/10.5089/9781455297740.001>
- Nguyen, K. Q. T. (2022). Does leverage fit non-performing loans in the COVID-19 pandemic? Evidence from the Vietnamese banking system. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2119675. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2119675>
- Papadamou, S., & Pitsilkas, K. (2025). Policy uncertainty and non-performing loans in Greece. *The American Journal of Economics and Sociology*, 84(2), 231-252. <https://doi.org/10.1111/ajes.12601>
- Perotti, R. (1996). Fiscal consolidation in Europe: Composition matters. *American Economic Review*, 86(2), 105-110.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). From financial crash to debt crisis. *American Economic Review*, 101(5), 1676-1706. <https://doi.org/10.1257/aer.101.5.1676>
- Rinaldi, L., & Sanchis-Arellano, A. (2006). *What explains household NPLs? An empirical analysis*. ECB Working Paper, No. 570. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.872528>
- Salas, V., & Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. *Journal of Financial Services Research*, 22(3), 203-224. <https://doi.org/10.1023/A:1019781109676>
- Sanyaolu, W., Siyanbola, T., & Makinde, A. (2020). Determinants of the nonperforming loans of Nigerian deposit money banks. *Economic Horizons*, 22(1), 31-45. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2001031s>
- Wang, H., Mao, K., Wu, W., & Luo, H. (2023). Fintech inputs, non-performing loans risk reduction and bank performance improvement. *International Review of Financial Analysis*, 90, 102849. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102849>
- Zervas, A., Fasianos, A., & Loizos, K. (2023). The impact of home protection schemes on non-performing loans in Greece. *Economics and Business Letters*, 12(3), 186-202. <https://doi.org/10.17811/eb1.12.3.2023.186-202>

Received on 14th April 2025,
after revision,
accepted for publication on 21st December 2025.
Published online on 25th August 2026.

Nikolaos Kalantzopoulos is a PhD candidate in the Department of Accounting and Finance at the Democritus University of Thrace. His research interests focus on climate change accounting, the carbon footprint of businesses, and the impact of the greenhouse gas effect on financial reporting and decision-making.

Athanasios Mandilas is a Professor in the Department of Accounting and Finance at the Democritus University of Thrace. His research interests focus on international accounting, accounting education and integrated reporting. He is author of over 100 peer-reviewed publications.

Stavros Valsamidis is a Professor in the Department of Accounting and Finance at the Democritus University of Thrace. He has published over 180 papers in international journals, book chapters and conferences. His research interests include data analysis, data mining, digital disruption and web applications assessment.

Dimitrios Kourtidis is an Associate Professor in the Department of Accounting and Finance at Democritus University of Thrace. He received his PhD in Finance from Glasgow Caledonian University, UK and postgraduate and undergraduate degrees in Finance and Accounting. His research interest is Behavioural Finance.

RAZUMEVANJE KLJUČNIH DETERMINANTI NEKVALITETNIH KREDITA U GRČKOJ

Nikolaos Kalantzopoulos, Athanasios Mandilas, Stavros Valsamidis and
Dimitrios Kourtidis*

Democritus University of Thrace, Kavala, Department of Accounting and Finance, Greece

U ovoj studiji se istražuju ključni faktori koji utiču na razvoj nekvalitetnih kredita (NPL-ova) u Grčkoj tokom finansijske krize i nakon nje, a koji ozbiljno narušavaju poslovanje bankarskog sektora u toj zemlji. Grčka je dokumentovala najviši NPL ratio među evropskim zemljama, kroz koji se prelamaju ekonomski efekti te krize. U ovoj studiji se koriste podaci za period 2004-2018., a na temelju kojih je sprovedena regresiona analiza u cilju procene uticaja makroekonomskih i bankarskih varijabli. Podaci su uglavnom preuzeti iz izveštaja Centralne banke Grčke i Nacionalnog statističkog instituta Grčke (Hellenic Statistical Authority). Saznanja do kojih se u ovoj studiji došlo ističu postojanje čvrste korelacije između nekvalitetnih kredita i makroekonomskih faktora koji značajno pogađaju poslovanje grčkog bankarskog sistema. Suočavanje s problemom loših kredita predstavlja izazov, a efektivno rešavanje zahteva preokretanje uticaja krize i obnavljanje rasta u cilju pružanja podrške oporavku bankarskog sektora. Iako se studija usredsređuje na Grčku, predlaže se sprovođenje šire analize podataka koji se odnose na Evrozonu zbog međusobno isprepletanih ekonomija. Iako su se nekolike studije do danas bavile ispitivanjem determinanti nekvalitetnih kredita u Grčkoj, doprinos ove studije se ogleda u primeni ekstenzivnog regresionog modela i uključivanju širokog spektra varijabli.

Ključne reči: nekvalitetni krediti, bankarski sistem, finansijska kriza, makroekonomske varijable

JEL Classification: G01, G21, E44

Izvorni naučni članak

UDK: 336.2

doi:10.5937/ekonhor2602179D

RAZUMEVANJE RAZLIKE IZMEĐU ZAKONSKIH I EFEKTIVNIH STOPA POREZA NA DOBIT PREDUZEĆA: ULOGA PORESKIH PODSTICAJA U ZEMLJAMA OECD-A

Jadranka Đurović Todorović¹, Marina Đorđević¹, Milica Ristić Cakić^{1*} i Branimir Kalaš²

¹Univerzitet u Nišu, Ekonomski fakultet, Republika Srbija

²Univerzitet u Novom Sadu, Ekonomski fakultet u Subotici, Republika Srbija

Ova studija analizira jaz između zakonske i efektivne stope poreza na dobit preduzeća, pri čemu se poreski podsticaji identifikuju kao ključni faktor tog odstupanja. Cilj je da se kvantifikuje veličina jaza i ispita odnos između zakonskih i efektivnih stopa u zemljama OECD-a u periodu 2000-2022. Metodološki okvir zasniva se na modelu *Devereux-Griffith* i uključuje deskriptivnu statistiku, t-testove i korelacionu analizu. Empirijski nalazi pokazuju da poreski podsticaji značajno oblikuju efektivnu poresku stopu, čime doprinose njenom razlikovanju od zakonske. Analiza potvrđuje pozitivnu korelaciju između ovih stopa i otkriva statistički značajnu razliku u pojedinim godinama. Dobijeni rezultati doprinose literaturi o poreskoj politici i nude praktične smernice za kreatore politika u pogledu smanjenja jaza između zakonske i efektivne stope i unapređenja transparentnosti poreskih podsticaja.

Ključne reči: porez na dobit preduzeća, zakonska stopa, efektivna stopa, poreski podsticaji, OECD

JEL Classification: H25, H32, O38

UVOD

Porez na dobit preduzeća predstavlja jedan od najznačajnijih oblika oporezivanja, koji može imati ključnu ulogu u podsticanju privrednog rasta i razvoja (Đurović Todorović, Đorđević, Mirović, Kalaš & Pavlović, 2024; Ristić Cakić, Kalaš, Đurović Todorović & Đorđević, 2025). Zbog toga je

obezbeđivanje efikasne administracije i naplate ovog poreza od izuzetne važnosti. Postojeće razlike između efektivnih i zakonskih poreskih stopa ukazuju na probleme povezane sa usklađenošću poreske politike i naplatom javnih prihoda (Schaffer & Turley, 2019). Ove razlike često odražavaju šire izazove u upravljanju porezima, uključujući nedostatke u poštovanju poreskih propisa i strateško korišćenje poreskih podsticaja od strane multinacionalnih kompanija. Budući da su efektivne poreske stope oblikovane poreskim podsticajima, stepen ovih razlika u velikoj meri zavisi od broja poreskih podsticaja i načina na koji su oni strukturirani.

* Korespondencija: M. Ristić Cakić, Univerzitet u Nišu, Ekonomski fakultet, Trg Kralja Aleksandra Ujedinitelja, 18000 Niš, Republika Srbija;
e-mail: milica.ristic@eknfak.ni.ac.rs

Ova studija analizira razliku između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit, pri čemu identifikuje poreske podsticaje kao ključni faktor koji utiče na nastanak ove razlike. Istraživanje je usmereno na analizu poreskih podsticaja koji predstavljaju značajan element u formiranju efektivnih poreskih stopa. Cilj studije jeste da ispita razliku između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit u zemljama OECD-a, proceni veličinu ovog odstupanja i analizira odnos između dve navedene stope. Istraživanje obuhvata period od 2000. do 2022. godine i primenjuje metodološki pristup koji kombinuje deskriptivnu statistiku, *t*-testove i analizu korelacije zasnovanu na *Devereux-Griffith* modelu. Rezultati istraživanja ukazuju na to da poreski podsticaji imaju značajnu ulogu u oblikovanju efektivne poreske stope, čime doprinose razlici između zakonskih i efektivnih stopa. Sprovedena statistička analiza potvrđuje postojanje jasne i pozitivne povezanosti između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit (*Pearson*-ov koeficijent korelacije u 2022. godini iznosi 0,56; $p < 0,05$). Takođe, utvrđeno je postojanje statistički značajne razlike između ovih stopa u određenim godinama (na primer, 2021. godine: $t(29) = 3,162$; $p < 0,05$). Ovo istraživanje pruža značajan uvid u odnos između poreske politike, poreskih podsticaja i efektivnog poreskog opterećenja, nudeći korisne smernice kreatorima poreske politike u procesu optimizacije poreskih sistema. Pored toga, rezultati mogu doprineti smanjenju razlike između zakonskih i efektivnih stopa, kao i unapređenju transparentnosti poreskih podsticaja.

Poreski podsticaji ostaju otvoreno pitanje u stručnoj literaturi, jer kreatori fiskalnih politika odlučuju da li će ih uvesti ili ne (McIntyre, 2017). Politika poreskih podsticaja obuhvata mere i instrumente državne intervencije usmerene na podsticanje rasta i razvoja (Đurović Todorović, Đorđević & Ristić, 2018; Đurović Todorović, Ristić Cakić & Starčević, 2022). Poreski podsticaji se mogu definisati kao pogodnosti koje imaju za cilj da promene poslovno okruženje poreskih obveznika, sa krajnjim ciljem povećanja njihovih investicija. Takođe, poreski podsticaji se mogu shvatiti kao mehanizmi koji umanjuju poresko opterećenje preduzeća, čime utiču na njihovo ponašanje i podstiču ih da investiraju u određene sektore ili regione (Kigen,

2011). Poreski podsticaji u okviru poreza na dobit preduzeća predstavljaju najvažniji oblik poreskih podsticaja, koji se koristi u svim zemljama, bez obzira na nivo njihovog razvoja (Easson, 2004). Na značaj upravljanja ovim podsticajima posebno je ukazano 2011. godine, kada su Međunarodni monetarni fond, Ujedinjene nacije, OECD i Svetska banka zajednički izvestili da je efikasna politika poreskih podsticaja na dobit preduzeća od suštinskog značaja za zemlje u razvoju (International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations & World Bank, 2011). Posebno je istaknuto da efektivnost poreskih podsticaja može biti ugrožena ukoliko se oni dodeljuju široko, čime se povećava rizik od zloupotreba i mogućeg gubitka poreskih prihoda. Donosiocima odluka tada su date smernice o tome da li da uvide poreske podsticaje i kako ih najefikasnije dizajnirati.

Broj poreskih podsticaja u velikoj meri određuje razliku između zakonskih i efektivnih poreskih stopa. Ova razlika može ugroziti prikupljanje poreskih prihoda i ukazati na neefikasnost sistema poreza na dobit preduzeća, kao i na prisustvo poreske evazije. Zbog toga ovaj rad razmatra poreske podsticaje kao ključni element poreza na dobit preduzeća. Cilj istraživanja jeste da ispita razliku između zakonske i efektivne stope poreza na dobit preduzeća u zemljama OECD-a, proceni njen obim i analizira odnos između ove dve stope. U okviru rada biće testirane sledeće hipoteze:

- H1: Postoji statistički značajna razlika između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit preduzeća u zemljama OECD-a.
- H2: Poreski podsticaji značajno utiču na formiranje efektivne poreske stope, doprinoseći razlici između zakonske i efektivne stope poreza na dobit preduzeća.
- H3: Zakonske i efektivne poreske stope su pozitivno povezane.

Hipoteze će biti testirane na uzorku zemalja članica OECD-a u periodu od 2000. do 2020. godine, uz primenu deskriptivne statistike, *t*-testova i analize korelacije. Struktura rada sastoji se od četiri glavna

dela, pored uvoda i zaključka. Prvi deo prikazuje relevantna istraživanja o poreskim podsticajima u domenu poreza na dobit preduzeća, koja ukazuju na to da su oni značajan faktor u određivanju nivoa efektivnih poreskih stopa i postojanja razlike između zakonskih i efektivnih stopa. U drugom delu objašnjava se uticaj poreskih podsticaja na efektivno poresko opterećenje. Treći deo se bavi procenom razlike između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit preduzeća. U četvrtom delu ispituje se odnos između ovih stopa i značajnost tog odnosa. Zaključak sadrži preporuke za donosiocima poreske politike.

PREGLED LITERATURE

Uticaj poreskih podsticaja na investicije i privredni rast

Privredni rast je složen i dugoročan proces (Gligorić Matić & Jovanović Gavrilović, 2022). Broj poreskih podsticaja koje poreski sistem omogućava zavisi od toga da li država ima za cilj da podstakne privredni rast, razvije određene oblasti ili pruži podršku određenom poreskom obvezniku (Šimović & Bratić, 2009). Sve veći broj zemalja u razvoju pokazuje interesovanje za uvođenje poreskih podsticaja usmerenih ka investicijama, razvoju i inovacijama (Crespi, Giuliadori, Giuliadori & Rodriguez, 2016). Korišćenje poreskih podsticaja za podsticanje investicija takođe je poznat instrument u mnogim zemljama, iako su empirijski dokazi o efikasnosti ove politike prilično neubedljivi (Zee, Stotsky & Ley, 2002).

Neki savremeni autori tvrde da poreski podsticaji ne dovode nužno do većeg priliva stranih direktnih investicija, te da strane direktne investicije ne generišu uvek privredni rast i razvoj (Brauner, 2013; Viet Le & Elliott, 2023). Ipak, pojedini primeri (poput Kine), pokazuju da dobro osmišljeni poreski podsticaji mogu doprineti visokoj stopi investicija i postati jedan od glavnih pokretača privrednog razvoja. Ovi nalazi ukazuju da poreski podsticaji mogu imati značajan, ali ne uvek konzistentan uticaj na privredni rast, što

otvara pitanje njihove dugoročne efikasnosti. Upravo na tom mestu razvija se druga struja literature koja ističe njihove nedostatke i ograničenja.

Kritike poreskih podsticaja i njihova ograničenja

Iako se poreski podsticaji često posmatraju kao instrument za povećanje pravičnosti i konkurentnosti (Callihan, 1994; Đurović Todorović *et al*, 2018), deo literature ih navodi kao nepravedna i neefikasna rešenja za podsticanje ekonomske aktivnosti, ističući da unose distorzije, stvaraju "teret viška subvencija" i dovode do različitih efektivnih poreskih opterećenja za preduzeća slične ili iste ekonomske snage.

Njihova selektivna priroda podriva neutralnost poreskog sistema, dok složenost i visoki administrativni troškovi dodatno ograničavaju njihovu primenu (Appelt, Bajgar, Criscuolo & Galindo-Rueda, 2025). U literaturi se često nazivaju "poreskim rashodima" jer smanjuju prihode od poreza na dobit i zahtevaju stalni nadzor poreskih organa (Brauner, 2013). Takođe, postoje dokazi da poreski podsticaji ne uspevaju da dugoročno privuku kvalifikovanu radnu snagu ili značajne strane direktne investicije (Ivanov, 2018).

Polazeći od ovih kritika, savremena literatura sve više pomera fokus ka specifičnim oblicima poreskih podsticaja, posebno zelenim i podsticajima za istraživanje i razvoj, koji se posmatraju kao odgovor na izazove održivog razvoja i tehnoloških inovacija.

Zeleni i R&D poreski podsticaji

Savremena literatura ističe ulogu poreskih podsticaja u procesu zelene transformacije i inovacija.

Sve je češća primena poreskih podsticaja usmerenih na zaštitu životne sredine (Zeng, Ji & Huang, 2025). Rastući broj istraživanja bavi se ocenom efikasnosti poreskih podsticaja i njihovim uticajem na zelenu transformaciju. Na taj način se stvaraju povoljni uslovi za održive investicije. Takođe, poreski podsticaji za istraživanje i razvoj postali su jedan od primarnih

instrumenata kojima se preduzeća podstiču na ulaganje u istraživanje i razvoj (Appelt *et al*, 2025).

Rast interesovanja za zaštitu životne sredine doveo je do uvođenja poreskih podsticaja usmerenih na razvoj obnovljivih izvora energije i ekološki prihvatljivih tehnologija (Zeng *et al*, 2025; Yin, Zhang, Cai, Zhang & Zhu, 2025). Ovi podsticaji povezani su sa ispunjavanjem ciljeva održivog razvoja i ESG (Environmental, Social and Governance) standarda. Poseban značaj imaju poreski podsticaji za istraživanje i razvoj, koji su postali dominantan instrument podsticanja inovacija u zemljama OECD-a. S. Appelt *et al* (2025) pokazuju da mikro i makro dokazi nisu uvek konzistentni, ali da dobro osmišljeni podsticaji mogu značajno povećati ulaganja u istraživanje i razvoj. Slično, J. F. Sapor i E. R. H. Kusuma (2025) naglašavaju da poreska politika mora biti integrisana sa drugim fiskalnim merama, poput subvencija i "zelenog finansiranja", kako bi se postigli ciljevi održivog razvoja.

Ova najnovija istraživanja pokazuju da poreski podsticaji, iako često kritikovani, ostaju nezaobilazan instrument fiskalne politike, pri čemu se njihov značaj sve više meri kroz doprinos održivosti i inovacionim kapacitetima, a ne samo kroz tradicionalni uticaj na investicije.

UTICAJ PORESKIH PODSTICAJA NA JAZ IZMEĐU ZAKONSKE I EFEKTIVNE STOPE POREZA NA DOBIT PREDUZEĆA U ZEMLJAMA OECD-A

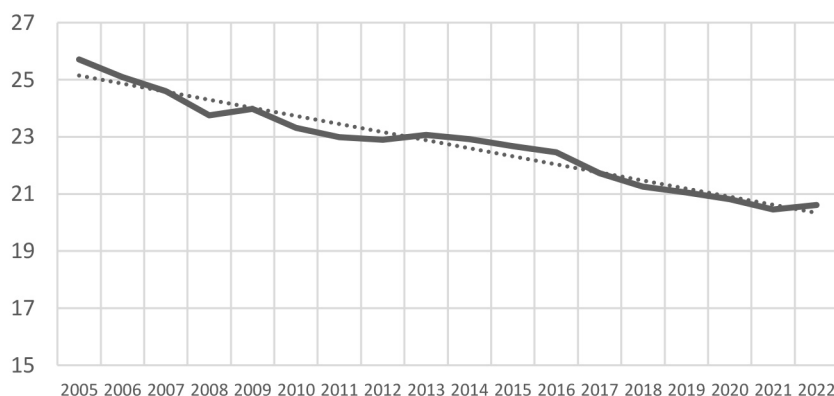
Relevantnost poreskih podsticaja u okviru OECD-a potvrđuju i strukturne reforme sprovedene u državama poput Sjedinjenih Američkih Država, Japana i Švajcarske, koje su implementirale konkurentne preferencijalne poreske režime radi privlačenja stranih ulaganja i podsticanja kapitalnih tokova. Takve fiskalne mere intenziviraju divergencije u sistemima korporativnog oporezivanja, zbog čega poreski podsticaji poprimaju međunarodnu dimenziju i postaju predmet globalne poreske konkurencije. Radi kvantitativne analize kretanja

efektivne stope poreza na dobit, procene jaza u odnosu na zakonsku stopu i ispitivanja njihove međuzavisnosti, primenjene su odgovarajuće statističke procedure, uključujući deskriptivnu statistiku, *t*-testove i korelacionu analizu.¹

Podaci koji su uporedivi na nivou analiziranih zemalja preuzeti su iz izveštaja Centra za evropska istraživanja (Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung - ZEW, 2025). Iako korišćeni metodološki okvir, zasnovan na *Devereux/Griffith* modelu u kombinaciji sa deskriptivnom statistikom, *t*-testovima i korelacionom analizom, omogućava pouzdanu procenu razlike između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit u zemljama OECD-a, postoje određena ograničenja koja treba imati u vidu.

Prvo, izračunavanje efektivnih poreskih stopa zasniva se na modeliranim pretpostavkama koje ne odražavaju u potpunosti kompleksnost nacionalnih poreskih sistema i različite oblike poreskih podsticaja. Samim tim, moguće je odstupanje između izračunatih i stvarno plaćenih efektivnih poreskih stopa. Drugo, analiza je fokusirana na agregatni nivo i uporedivost podataka među zemljama OECD-a, dok mikroekonomski aspekti (npr. na nivou preduzeća ili sektora) nisu obuhvaćeni. Time se gubi uvid u heterogenost efekata poreskih podsticaja među različitim industrijama i tipovima preduzeća. Treće, primenjene statističke tehnike (*t*-test i *Pearson*-ova korelacija) omogućavaju uvid u postojanje razlike i povezanosti, ali ne i u kauzalne odnose između varijabli. Drugim rečima, rezultati pokazuju vezu između zakonskih i efektivnih stopa, ali ne mogu objasniti smer i mehanizme uzročnosti. Na kraju, obuhvaćen je period 2000-2022. godine, ali pojedine specifične okolnosti (npr. efekti globalne finansijske krize ili pandemije COVID-19) mogu privremeno narušiti uobičajene obrasce, što ograničava mogućnost generalizacije rezultata za druge vremenske horizonte.

Slika 1 prikazuje prosečnu efektivnu stopu poreza na dobit preduzeća u zemljama članicama OECD-a, iz čega se može zaključiti da poreske politike variraju među državama članicama OECD-a. Estonija ima najnižu efektivnu poresku stopu, a Japan najvišu.



Slika 1 Trend kretanja prosečne efektivne stope poreza na dobit preduzeća u zemljama OECD-a (u %)

Izvor: Autori, na osnovu ZEW (2025)

Zanimljivo je da su Sjedinjene Američke Države u periodu od 2005. do 2018. godine imale najvišu efektivnu poresku stopu, koja je, nakon reformi usmerenih na repatrijaciju prihoda iz inostranstva i podsticanje ekonomije, značajno smanjena. Trend prosečne efektivne poreske stope u zemljama članicama OECD-a u periodu od 2005. do 2022. godine pokazuje tendenciju opadanja. Na Slici 1 može se uočiti blago smanjenje efektivnog poreskog opterećenja.

Za razliku od tržišta EU, zemlje članice OECD-a se u znatno većoj meri oslanjaju na finansijske podsticaje. Razlog za ovakvu politiku je njihova fleksibilnost, koja razlikuje ove podsticaje od poreskih podsticaja. Značajni poreski podsticaji uvedeni su krajem 2008. godine kako bi se ublažile posledice krize. Tada su Sjedinjene Američke Države kreirale svoju politiku oporavka od krize kroz uvođenje novih poreskih podsticaja, uključujući podsticaje za ubrzanu amortizaciju. Ova politika je dala dobre rezultate, s obzirom na to da je redizajniranje poreskih podsticaja bilo efikasno tokom globalne finansijske krize.

Pored posebnih poreskih režima, koji se koriste u zemljama OECD-a za konkurenciju za kapital, može se reći da je i usklađivanje poreskih pravila ovde poželjan trend.

U zemljama OECD-a, najveći broj reformi dogodio se 2009. godine, nakon Globalne ekonomske krize. U periodu od 2009. do 2020. godine, efektivne poreske stope su postepeno opadale kako bi se ublažile posledice krize i podstakla ekonomska aktivnost. Najveća smanjenja efektivnog poreskog opterećenja u periodu od 2005. do 2020. zabeležena su u Grčkoj (-9,5% u 2010.), Turskoj (-9,1% u 2006.) i Sjedinjenim Američkim Državama (-9% u 2019.). Najveći porast efektivne poreske stope zabeležen je u Grčkoj (+8,7% u 2009.).

Godine koje su usledile nakon krize izazvane pandemijom COVID-19 značajno su se razlikovale od prethodnih. Najnovija analizirana godina pokazala je najveći broj promena u efektivnim poreskim stopama među zemljama članicama OECD-a. Ova dinamika prilagođavanja poreskih politika,

Tabela 1 Intenzitet poreske konkurencije u zemljama OECD-a (broj promena efektivne poreske stope)

Godina	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	*
Ukupan broj promena	15	16	15	17	13	13	13	14	15	15	12	16	13	11	6	204

Izvor: Autori

usmerenih ka smanjenju poreskog opterećenja i stvaranju povoljnijih uslova, uticala je i na ekonomski razvoj i na poreske prihode zemalja OECD-a. Prema najnovijim analiziranim podacima (Tabela 2), ukupan broj promena u efektivnim poreskim stopama iznosio je 24. Ovo povećanje može se eksplicitno povezati sa krizom izazvanom pandemijom COVID-19. Posebno su se istakle Italija i Ujedinjeno Kraljevstvo sa značajnim smanjenjem stopa (-6,8%), kao i Sjedinjene Američke Države (-6,4%).

Tabela 2 Promene efektivnog poreskog opterećenja u zemljama OECD-a (u %)

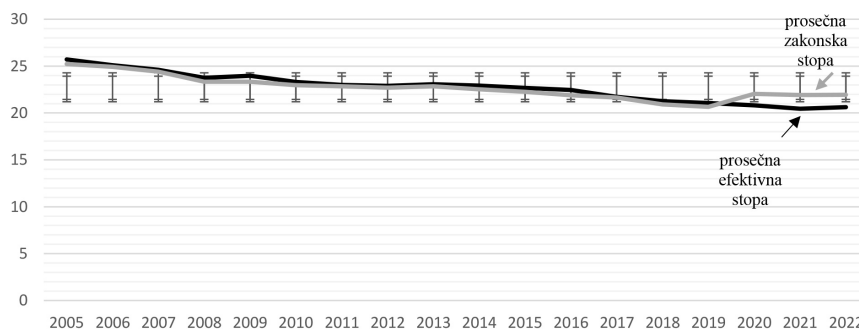
Zemlja	2021	2022
Austrija		1,7
Belgija		1,2
Grčka	-1,8	-0,6
Danska	0,8	
Estonija	-1,9	6,2
Irska	-4,7	3,4
Italija	0,1	-6,8
Japan	-6,6	7,6
Kanada	-0,1	-0,1
Letonija		2,6
Litvanija		3,4
Luksemburg		2,1
Mađarska		-0,3
Nemačka		-1,9
Norveška		1,3
Poljska	0,8	-0,8
Portugalija		6,1
Sjedinjene Američke Države		-6,4
Slovačka		2,2
Slovenija		0,4
Turska	-0,9	5,4
Ujedinjeno Kraljevstvo		-6,8
Finska		
Francuska	-3,4	-2,1
Holandija		0,7
Češka Republika	0,3	
Švajcarska	-1,2	0,7
Švedska	-0,7	
Španija		
Broj promena	13	24

Izvor: Autori

DISKREPANCA IZMEĐU ZAKONSKIH I EFEKTIVNIH STOPA POREZA NA DOBIT KAO OSNOVA ZA RAZVOJ FISKALNE POLITIKE U ZEMLJAMA OECD-A

Ako se izuzmu poslednje dve godine, tokom kojih je kretanje razlike između efektivnih i zakonskih stopa poreza na dobit bilo uglavnom pod uticajem posledica krize izazvane pandemijom COVID-19 i ne pruža precizan uvid u stvarnu diskrepancu između ovih stopa, ne očekuje se da će ta razlika u zemljama OECD-a biti značajna. Slika 2 ilustruje razliku između stopa u zemljama članicama OECD-a od 2005. do 2022. godine. Trend stopa pokazuje kontinuirani blagi pad, što je rezultat poreske konkurencije unutar ove organizacije.

Na globalnom tržištu kapitala evidentna je konkurencija među državama u privlačenju investitora putem poreskih podsticaja i drugih fiskalnih pogodnosti. Određivanjem efektivne poreske stope na odgovarajućem nivou, zemlje članice OECD-a definišu intenzitet poreskog opterećenja i time se uključuju u međunarodnu utakmicu u oblasti korporativnog oporezivanja. Diskrepanca između efektivnih i zakonskih poreskih stopa varirala je tokom posmatranog perioda. Pri tome se može uočiti da je jaz između prosečne efektivne i zakonske stope u zemljama OECD-a znatno uži nego u državama Evropske unije, što ukazuje da OECD zemlje primenjuju strategiju širenja poreske osnovice uz simultano smanjenje poreskih stopa radi stimulisanja ekonomske aktivnosti (European Commission, 2025). Za razliku od EU, u okviru OECD-a u manjoj meri dominira politika u kojoj poreski podsticaji i fiskalne korekcije presudno oblikuju ekonomske tokove, već se više prate teorijski postulati koji teže smanjenju jaza između efektivne i zakonske poreske stope. Iako je ta razlika u OECD zemljama relativno mala, ne može se tvrditi da zakonska stopa nema uticaj na efektivnu poresku stopu bez dodatnih empirijskih ispitivanja. Tabela 3 prikazuje deskriptivne statističke pokazatelje zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit u zemljama OECD-a i predstavlja osnovu za dalje kvantitativne analize njihove međusobne diskrepance.



Slika 2 Devijacija efektivnog od zakonskog poreskog opterećenja u OECD-u (u %)

Izvor: Autori

Tabela 3 Deskriptivna statistika zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit

Varijable	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost $\bar{x}$	Standardna devijacija s
S/2005	8,50	35,00	25,2260	7,09657
S/2006	8,50	35,00	24,9219	6,73985
S/2007	8,50	35,00	24,4071	6,43764
S/2008	8,50	35,00	23,3322	6,45642
S/2009	8,50	35,00	23,3240	6,29999
S/2010	8,50	35,00	22,9791	6,53110
S/2011	8,50	36,10	22,8369	6,68956
S/2012	8,50	36,10	22,6990	6,83257
S/2013	8,50	38,00	22,8393	6,87229
S/2014	8,50	38,00	22,5290	6,86011
S/2015	8,50	38,00	22,2480	6,73490
S/2016	8,50	35,00	21,8836	6,33351
S/2017	8,50	44,43	21,6546	7,53558
S/2018	8,50	34,43	20,9212	5,82891
S/2019	8,50	34,43	20,6567	5,65093
S/2020	8,50	32,00	19,9522	5,57527
S/2021	11,10	31,70	22,2241	5,45158
S/2022	8,50	30,00	20,1876	4,91120
E/2005	12,70	41,70	25,7103	7,74506
E/2006	14,30	41,70	25,0897	7,60777
E/2007	14,30	41,30	24,6000	7,39841
E/2008	12,70	41,30	23,7517	7,05239
E/2009	13,80	41,70	23,9759	7,02143
E/2010	11,80	41,70	23,3103	7,06568
E/2011	12,20	41,70	22,9931	6,95197
E/2012	12,40	40,10	22,8931	6,94946
E/2013	12,10	40,10	23,0655	6,89463
E/2014	13,60	38,30	22,9172	6,85467
E/2015	13,60	38,30	22,6690	6,93872
E/2016	13,60	38,40	22,4621	6,72742
E/2017	11,10	36,50	21,7310	6,66125
E/2018	11,00	34,10	21,2552	5,99533
E/2019	11,10	34,10	21,0517	5,79264
E/2020	11,10	34,10	20,8138	5,64109
E/2021	9,40	34,10	20,3483	5,82480
E/2022	10,80	27,50	20,3931	4,30390

Napomena: S - zakonska stopa; E - efektivna stopa

Izvor: Autori

Podaci iz Tabele 3 ukazuju na nekoliko relevantnih činjenica. Prosečna efektivna stopa poreza na dobit u zemljama OECD-a iznosila je 25,71% u 2005. godini, dok je prosečna zakonska (statutarna) stopa u istoj godini bila 25,22%. Do 2022. godine ove vrednosti su se smanjile, pa je efektivna stopa iznosila 20,39%, a zakonska 20,18%. U 2005. godini evidentiran je raspon efektivnih poreskih stopa od minimalnih 12,70% (Litvanija) do maksimalnih 41,70% (Japan), dok su zakonske stope varirale između 8,50% (Švajcarska) i 35% (Sjedinjene Američke Države). U poslednjoj posmatranoj godini slika se menja - efektivne stope su se kretale od 10,80% (Estonija) do 27,50% (Japan), dok je raspon zakonskih stopa bio od 8,50% do 30%. Vrednosti standardne devijacije, kao sumarnog statističkog pokazatelja, potvrđuju postojanje određenog intervala oscilacija između efektivnih i zakonskih poreskih stopa u zemljama OECD-a, što ukazuje na relativnu homogenost njihovog kretanja u analiziranom periodu.

Analiza podataka ukazuje na to da je u godinama pre krize izazvane COVID-19 virusom postojala veća konzistentnost, dok je tokom krize došlo do izraženijeg razmaka između efektivne i zakonske stope poreza na dobit (Tabela 4). Rezultati Kolmogorov-Smirnov (K/S) testa pokazuju da podaci prate normalnu raspodelu, što opravdava primenu daljih statističkih analiza. K/S test nije statistički značajan ($p > 0,05$), što potvrđuje normalnost raspodele. Rezultati t -testa pokazali su da ne postoji statistički značajna razlika između posmatranih poreskih stopa (Tabela 5).

Tabela 4 Rezultati Kolmogorov-Smirnov testa normalnosti

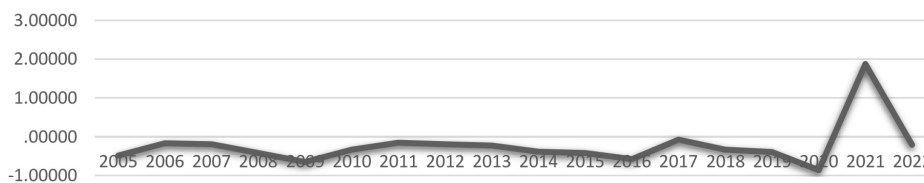
Test/Varijable	S/05	S/06	S/07	S/08	S/09
K/S S	0,582	0,489	0,476	0,642	0,658
Značajnost (dvostrani test)	0,888	0,970	0,977	0,805	0,780
Test/Varijable	S/10	S/11	S/12	S/13	S/14
K/S S	0,561	0,606	0,549	0,357	0,483
Značajnost (dvostrani test)	0,911	0,856	0,924	1,000	0,974
Test/Varijable	S/15	S/16	S/17	S/18	S/19
K/S S	0,611	0,562	0,841	0,883	0,772
Značajnost (dvostrani test)	0,849	0,910	0,479	0,417	0,591
Test/Varijable	S/20	S/21		S/22	
K/S S	0,842	0,750		0,878	
Značajnost (dvostrani test)	0,478	0,628		0,423	
Test/Varijable	E/05	E/06	E/07	E/08	E/09
Kolmogorov-Smirnov S	0,483	0,756	0,689	0,494	0,632
Značajnost (dvostrani test)	0,974	0,618	0,729	0,968	0,819
Test/Varijable	E/10	E/11	E/12	E/13	E/14
K/S S	0,558	0,626	0,599	0,551	0,777
Značajnost (dvostrani test)	0,914	0,829	0,866	0,922	0,581
Test/Varijable	E/15	E/16	E/17	E/18	E/19
K/S S	0,642	0,676	0,673	0,424	0,530
Značajnost (dvostrani test)	0,805	0,750	0,755	0,994	0,941
Test/Varijable	E/20	E/21	E/22		
K/S S	0,645	0,531	0,703		
Značajnost (dvostrani test)	0,800	0,941	0,706		

Izvor: Autori

Tabela 5 Rezultati *t*-testa

Godina	Prosečna vrednost razlike	Standardna devijacija	Značajnost (dvostrani test)
2005	-0,48431	4,86989	0,596
2006	-0,16776	4,92988	0,856
2007	-0,19293	4,77235	0,829
2008	-0,41948	5,04949	0,658
2009	-0,65190	5,13974	0,500
2010	-0,33121	4,95797	0,722
2011	-0,15617	4,86070	0,864
2012	-0,19410	4,68255	0,825
2014	-0,22617	4,87099	0,804
2015	-0,38824	4,54468	0,649
2016	-0,42100	4,84217	0,643
2017	-0,57845	4,78539	0,520
2018	-0,07641	5,44101	0,940
2019	-0,33397	5,49878	0,746
2020	-0,39500	5,27351	0,690
2021	-0,86155	5,75286	0,427
2022	1,87586	3,19516	0,004
2023	-0,20552	4,35447	0,801

Izvor: Autori



Slika 3 Razlike u prosečnim vrednostima efektivnih i zakonskih poreskih stopa u zemljama OECD-a

Izvor: Autori, na osnovu ZEW (2025)

Pri upoređivanju prosečnih vrednosti, važno je istaći da se srednje vrednosti efektivne i zakonske stope poreza na dobit ne razlikuju značajno. Takođe, može se zaključiti da su te razlike znatno manje u poređenju sa onima koje se beleže u zemljama članicama EU. *T*-test za zavisne uzorke otkrio je koji skup rezultata ima više srednje vrednosti. U 2022. godini nije pronađena značajna razlika između poreskih stopa, $t(29) = 0,254$, $p > 0,05$. Međutim, u 2021. godini utvrđena je statistički značajna razlika između stopa, $t(29) = 3,162$, $p < 0,05$.

Veličina razlike u *t*-testu za uparene uzorke, odnosno izračunavanje ili utvrđivanje razlike između ovih stopa, može se sagledati kroz interpretaciju pokazatelja *eta* kvadrat.

$$e_{2021} = \frac{(3,162)^2}{(3,162^2 + 29 - 1)}; e_{2021} = \frac{9,998244}{37,998244}; e_{2021} = 0,26 \quad (1)$$

$$e_{2022} = \frac{(0,254)^2}{(0,254^2 + 29 - 1)}; e_{2022} = \frac{0,064516}{28,064516}; e_{2022} = 0,002 \quad (2)$$

Vrednost koeficijenta u 2022. godini iznosi 0,002, što ukazuje na to da postoji mala razlika između stopa u zemljama članicama OECD-a te godine. Drugim rečima, razlika između efektivne i zakonske stope poreza na dobit u zemljama OECD-a je mala. Tokom perioda od 2005-2022. godine nije uočena značajna razlika između analiziranih stopa, osim u 2021. godini, kada je efektivna stopa značajno odstupala od zakonske poreske stope.

EMPIRIJSKI ASPEKTI ODNOSA IZMEĐU ZAKONSKIH I EFEKTIVNIH STOPA POREZA NA DOBIT U ZEMLJAMA OECD-A

Rezultati korelacione analize, prikazani u Tabeli 6, ukazuju na intenzitet i pravac međuzavisnosti između zakonskih i efektivnih poreskih stopa u zemljama OECD-a. Primena *Pearson*-ovog koeficijenta korelacije, kao parametarskog indikatora linearne povezanosti, pokazuje snažnu i statistički značajnu pozitivnu korelaciju između posmatranih varijabli. U poslednjoj analiziranoj godini vrednost koeficijenta iznosi 0,56 ($p < 0,05$), što potvrđuje da kretanja zakonskih stopa u značajnoj meri determinišu nivo efektivnih stopa.

Ekonomске implikacije ovog nalaza ukazuju da zakonska stopa ostaje ključni reper za formiranje poreskog opterećenja, dok poreski podsticaji i prilagođavanja deluju kao modifikatori koji ublažavaju ili pojačavaju njen stvarni efekat. Drugim rečima, viša zakonska stopa obično vodi i višem efektivnom opterećenju, ali krajnji intenzitet zavisi od obima i strukture podsticaja. Ovakav rezultat sugerise da su poreski podsticaji važan instrument kojim države mogu strateški uticati na jaz između zakonske i efektivne poreske stope, ali u granicama koje ipak određuje zakonski okvir.

U svim posmatranim godinama potvrđena je snažna i statistički značajna pozitivna korelacija između zakonskih i efektivnih poreskih stopa, što potvrđuje postojanje čvrste veze između ovih varijabli. Već u 2005. godini vrednost *Pearson*-ovog koeficijenta iznosila je 0,788 ($p < 0,001$), ukazujući na izrazitu povezanost. U poslednjoj analiziranoj godini, vrednost koeficijenta nešto je niža, ali i dalje signalizira snažnu

Tabela 6 Rezultati korelacione analize zakonskih i efektivnih poreskih stopa

Godina	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Pirsonov koeficijent korelacije	0,788	0,770	0,771	0,724	0,707	0,737	0,747	0,769	0,750
Značajnost	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Godina	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Pirsonov koeficijent korelacije	0,780	0,750	0,733	0,713	0,568	0,576	0,474	0,841	0,560
Značajnost	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,009	0,000	0,002

Izvor: Autori

i statistički značajnu korelaciju, što implicira relativnu stabilnost odnosa u dužem vremenskom horizontu. Ovi rezultati sugerišu da se u zemljama OECD-a razlike između zakonskih i efektivnih poreskih stopa javljaju u ograničenom obimu, budući da se kretanja efektivne stope u velikoj meri oslanjaju na zakonski okvir. Istovremeno, pozitivna linearna veza pokazuje da zakonska stopa predstavlja primarnu determinantu, dok poreski podsticaji deluju kao modifikatori koji utiču na konačni nivo efektivnog opterećenja. Drugim rečima, viša zakonska stopa obično se odražava i u višem efektivnom poreskom opterećenju, ali je stvarna jačina tog odnosa uslovljena intenzitetom i strukturom poreskih podsticaja. Manji jaz u zemljama članicama OECD-a u poređenju sa zemljama EU vezuje se za poresku politiku zemalja članica OECD-a. Ove zemlje primenjuju politiku širenja poreske osnovice i snižavanja zakonskih poreskih stopa, dok zemlje EU često zadržavaju veći broj poreskih podsticaja. Takođe, može se zaključiti da u ovim zemljama ima manje korišćenih selektivnih sektorskih poreskih podsticaja u poređenju sa zemljama članicama EU, što smanjuje razliku između efektivne i zakonske stope. Velika razlika između ovih stopa je, međutim, zabeležena za vreme kriza. Uzroci promena u efektivnim stopama tokom kriza (2008, COVID-19), su povezani sa podsticanjem privrednih aktivnosti. Zemlje su uvodile stimulatívne poreske podsticaje (ubrzana amortizacija u SAD, smanjenje stopa u Turskoj i Grčkoj), kako bi podstakle investicije i očuvale likvidnost. Tokom krize COVID-19, mnoge OECD zemlje su privremeno snizile poreze ili odobrile odlaganje plaćanja poreza (Italija, UK, SAD), što je dovelo do rekordnog broja promena efektivnih stopa (Tabela 2).

ZAKLJUČAK

Ovaj rad pruža sveobuhvatnu analizu odnosa između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit u zemljama članicama OECD-a, sa naglaskom na uticaj poreskih podsticaja na ovu dinamiku. Nalazi su posebno relevantni u kontekstu globalnih pomeranja u poreskoj politici, kao što je Inkluzivni okvir OECD-a za rešavanje problema erozije poreske osnovice i premeštanja dobiti (BEPS) koji nastoji da standardizuje korporativno oporezivanje i ograniči premeštanje profita.

Istraživanje naglašava da dobro strukturirani poreski podsticaji igraju ključnu ulogu u oblikovanju ponašanja korporativnih investicija i povećanju ekonomske konkurentnosti. Zemlje koje su strateški implementirale poreske podsticaje, kao što su smanjenje poreskih stopa, poreske praznike, ubranu amortizaciju i poreske olakšice, uspele su da privuku strane direktne investicije i podstaknu inovacije i održiv rast. Međutim, studija takođe identifikuje izazove, uključujući rizik od erozije poreske osnovice i potencijalne gubitke prihoda kada se podsticaji primenjuju preširoko.

Rezultati sprovedenog istraživanja potvrđuju sve postavljene hipoteze i naglašavaju ključnu ulogu poreskih podsticaja u oblikovanju efektivne poreske stope. Prvo, pronađena je statistički značajna razlika između zakonskih i efektivnih stopa poreza na dobit u zemljama OECD-a, što potvrđuje hipotezu H1. Ova razlika ukazuje na prisustvo faktora koji doprinose smanjenju efektivne poreske stope u odnosu na zakonsku stopu, čime se dodatno ističe značaj analize

poreskih podsticaja. Štaviše, analiza je pokazala da poreski podsticaji imaju značajan uticaj na formiranje efektivne poreske stope, što potvrđuje hipotezu H2. Veći broj poreskih podsticaja doprinosi većoj razlici između stopa. Ovo je u skladu sa novijom literaturom o "efikasnosti poreskih rashoda", koja tvrdi da bi podsticaji trebalo da budu redovno proveravani kako bi se osiguralo da ispunjavaju svoje ekonomske ciljeve. Na kraju, potvrđena je pozitivna korelacija između zakonskih i efektivnih poreskih stopa, što je u skladu sa hipotezom H3. Ovaj nalaz implicira da zemlje sa višim zakonskim poreskim stopama obično imaju i više efektivne poreske stope, iako njihova konačna vrednost zavisi od poreskih podsticaja i drugih fiskalnih instrumenata. Štaviše, analiza korelacije potvrđuje snažnu pozitivnu vezu između zakonskih i efektivnih poreskih stopa, što ukazuje da prilagođavanja zakonskih poreskih stopa značajno utiču na stvarno poresko opterećenje za preduzeća. Ovo sugerise da kreatori politike moraju pažljivo dizajnirati i implementirati poreske podsticaje kako bi se postigla ravnoteža između ciljeva konkurentnosti i fiskalne održivosti.

Rezultati istraživanja pružaju značajne uvide za kreatora poreske politike, ukazujući na potrebu da se uskladi upotreba poreskih podsticaja kao instrumenta za podsticanje ekonomskog rasta i očuvanje stabilnosti poreskih prihoda. Kreatori politike treba da prioritetizuju transparentnost (npr. javne registre korisnika podsticaja) i usvoje dinamične okvire za ocenu performansi podsticaja u odnosu na makroekonomske pokazatelje. Efikasan dizajn poreskih podsticaja može doprineti optimizaciji fiskalne politike, smanjenju neefikasnosti i povećanju transparentnosti poreskog sistema. Takođe, jedan od predloga je i usmeravanje poreskih podsticaja ka sektorima sa visokim multiplikatorima (na primer, inovacije, zelene tehnologije).

Ograničenja ovog istraživanja odnose se na agregatni pristup i nemogućnost utvrđivanja dugoročnih veza. Buduća istraživanja trebalo bi da obuhvate mikroekonomski nivo (pojedinačna preduzeća ili sektore) kao i napredne ekonometrijske tehnike koje mogu preciznije identifikovati efekte pojedinih vrsta poreskih podsticaja.

ENDNOTE

- 1 S obzirom na složenost izračunavanja efektivnih poreskih stopa i njihovu netransparentnost, iz grupe OECD zemalja isključene su Australija, Čile, Island, Izrael, Južna Koreja, Meksiko i Novi Zeland. Merenje efektivnog poreskog opterećenja izvršeno je korišćenjem Devereux/Griffith modela (Spengel, Schmidt, Heckemeyer, Nicolay, Bartholmeß, Ludwig, Steinbrenner, Buchmann, Bührle, Dutt, Fischer, Spix & Stage, 2020).

REFERENCE

- Appelt, S., Bajgar, M., Criscuolo, C., & Galindo-Rueda, F. (2025). *How effective are R&D tax incentives? Reconciling micro and macro evidence* (CEP Discussion Paper No. CEPDP2071). Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Brauner, Y. (2013). The future of tax incentives for developing countries. In Y. Brauner & M. Stewart (Eds.), *Tax, law and development* (pp. 25-56). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Callihan, D. S. (1994). Corporate effective tax rates: A synthesis of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 13, 1-43.
- Crespi, G., Giuliodori, D., Giuliodori, R., & Rodriguez, A. (2016). The effectiveness of tax incentives for R&D+i in developing countries: The case of Argentina. *Research Policy*, 45(10), 2023-2035. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.07.006>
- Đurović Todorović, J., Đorđević, M., Mirović, V., Kalaš, B., & Pavlović, N. (2024). Modeling tax revenue determinants: The case of Visegrad group countries. *Economies*, 12(6), 131. <https://doi.org/10.3390/economies12060131>
- Đurović Todorović, J., Ristić Cakić, M., & Starčević, V. (2022). Economic growth and tax components: An analysis of corporate income tax incentives and their impact on the economic growth in Serbia. *Teme*, 46(2), 541-559. <https://doi.org/10.22190/TEME210521028D>
- Đurović Todorović, J., Đorđević, M., & Ristić, M. (2018). Estimating the determinants of tax evasion using empirical data. *Proceedings of the Faculty of Economics in East Sarajevo*, 1(16), 11-19. <https://doi.org/10.7251/zrefis1716011d>
- Easson, A. J. (2004). *Tax incentives for foreign direct investment*. Alphen aan den Rijn, NL: Kluwer Law International.

- European Commission. (2025). *Taxation trends in the European Union: Data for the EU Member States, Iceland and Norway* (2025 edition). Publications Office of the European Union.
- Gligorić Matić, M., & Jovanović Gavrilović, B. (2022). The measurement and analysis of economic growth dynamics in European countries. *Economic Horizons*, 24(2), 109-128. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2202119M>
- International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, & World Bank. (2011). *Supporting the development of more effective tax systems: A report to the G-20 Development Working Group*. International Monetary Fund.
- Ivanov, I. (2019). Tax incentives for keeping and attracting highly skilled workers: The case of Serbia. *Anali Pravnog fakulteta u Beogradu*, 67(4), 173-199. <https://doi.org/10.5937/analipfb1904173i>
- Kigen, K. T. (2011). *The effect of tax incentives on exchequer revenue mobilization: A case of the top 25 taxpayers in Kenya* [Unpublished doctoral dissertation]. University of Nairobi.
- McIntyre, M. A. (2017). Tax incentives: To use or not to use? In T. Alleyne, I. Ötker, U. Ramakrishnan, & K. Srinivasan (Eds.), *Unleashing growth and strengthening resilience in the Caribbean* (pp. 101-122). International Monetary Fund.
- Ristić Cakić, M., Kalaš, B., Đurović Todorović, J., & Đorđević, M. (2025). Economic drivers of tax revenue: insights from European economies. *Post-Communist Economies*, 37(5), 499-515. <https://doi.org/10.1080/14631377.2025.2461929>
- Sapar, J. F., & Kusuma, E. R. H. (2025). Effectiveness of tax incentives in increasing investment in green technology and green energy. *Advances in Taxation Research*, 3(1), 54-67. <https://doi.org/10.60079/atrv.3i1.459>
- Schaffer, M. E., & Turley, G. (2019). Effective versus statutory taxation: Measuring effective tax administration in transition economies. In M. Cuddy & R. Gekker (Eds.), *Institutional change in transition economies* (pp. 145-175). Ashgate Publishing Ltd. <https://doi.org/10.4324/9781315188287-8>
- Spengel, C., Schmidt, F., Heckemeyer, J. H., Nicolay, K., Bartholmeß, A., Ludwig, C., Steinbrenner, D., Buchmann, P., Bührlé, A. T., Dutt, V., Fischer, L., Spix, J., & Stage, B. (2021). *Effective tax levels using the Devereux/Griffith methodology: Project for the EU Commission TAXUD/2020/DE/308: Final report 2020*. European Commission, Directorate-General for Taxation and Customs Union.
- Šimović, H., & Bratić, V. (2009). Efficiency of tax incentives in Croatia. In A. Prašević, B. Cerović, & M. Jakšić (Eds.), *International Conference on Economic Policy and Global Recession* (pp. 157-166). Belgrade: Faculty of Economics of the University of Belgrade.
- Viet Le, T., & Eliot, K. (2023). The effects of income tax on the unemployment rate in the United States. *Economic Horizons*, 25(2), 135-148. <https://doi.org/10.5937/ekonhor2302135l>
- Yin, H., Zhang, L., Cai, C., Zhang, Z., & Zhu, Q. (2025). Fiscal & tax incentives, ESG responsibility fulfillments, and corporate green innovation performance. *International Review of Economics & Finance*, 98, 103838. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.103838>
- Zee, H. H., Stotsky, J. G., & Ley, E. (2002). Tax incentives for business investment: A primer for policy makers in developing countries. *World Development*, 30(9), 1497-1516. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(02\)00050-5](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00050-5)
- Zeng, S., Ji, M., & Huang, X. (2025). An empirical study on the impact of tax incentives on the development of new energy vehicles: Case of China. *Energy Policy*, 198, 114452. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2024.114452>
- Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW). (2025). *Devereux/Griffith model*. <https://www.zew.de/en/research-at-zew/corporate-taxation-and-public-finance/research-areas/corporate-taxation-and-tax-location-analysis/devereux/griffith-model>

Primljeno 12. aprila 2025,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 13. decembra 2025.
Elektronska verzija objavljena 25. avgusta 2026.

Jadranka Đurović Todorović je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Nišu, Republika Srbija. Postdiplomske studije završila je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu, a doktorirala je na Univerzitetu u Nišu 2001. godine. Njene oblasti stručnog interesovanja obuhvataju javne finansije, monetarnu politiku i ekonomski razvoj.

Marina Đorđević je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Nišu, Republika Srbija, na Katedri za nacionalnu ekonomiju i finansije. Doktorirala je ekonomiju na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Nišu 2009. godine. Njene oblasti stručnog interesovanja obuhvataju javne finansije, monetarnu politiku i ekonomski razvoj.

Milica Ristić Cakić je asistent na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Nišu. Doktorirala je ekonomiju na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Nišu. Njena oblast stručnog interesovanja obuhvata javne finansije i oporezivanje.

Branimir Kalaš je doktorirao na Ekonomskom fakultetu u Subotici, Univerziteta u Novom Sadu. Član je Srpskog fiskalnog društva, nacionalne grane Međunarodnog fiskalnog udruženja (IFA). Njegove oblasti interesovanja su javne finansije i oporezivanje.

UNDERSTANDING THE DIFFERENCE BETWEEN THE STATUTORY AND EFFECTIVE CORPORATE INCOME TAX RATES: THE ROLE OF TAX INCENTIVES IN THE OECD COUNTRIES

Jadranka Đurović Todorović¹, Marina Đorđević¹, Milica Ristić Cakić¹ and Branimir Kalaš²

¹*University of Niš, Faculty of Economics, Republic of Serbia*

²*University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica, Republic of Serbia*

This study examines the gap between statutory and effective corporate income tax rates, with tax incentives identified as a key factor contributing to this divergence. The objective is to quantify the gap and analyze the relationship between statutory and effective rates in the OECD countries during the period from 2000 to 2022. The methodological framework is based on the Devereux-Griffith model and employs descriptive statistics, t-tests, and correlation analysis. The empirical results demonstrate that tax incentives significantly shape the effective tax rate, thereby contributing to its deviation from the statutory rate. The analysis confirms a positive correlation between the two rates and identifies statistically significant differences in certain years. The findings contribute to the literature on tax policy and provide practical guidelines for policymakers aimed at reducing the gap between rates and improving the transparency of tax incentives.

Keywords: corporate income tax, statutory tax rate, effective tax rate, tax incentives, OECD countries

JEL Classification: H25, H32, O38

Izvorni naučni članak

UDK: 005.32

doi:10.5937/ekonhor2602193B

OD POVERENJA U LIDERA DO BOLJIH ISHODA LIDERSTVA: MEDIJATORNA ULOGA PSIHOLOŠKOG OSNAŽIVANJA

Radmila Bjekić*, Maja Strugar Jelača, Slobodan Marić i Marko Aleksić

Univerzitet u Novom Sadu, Ekonomski fakultet u Subotici, Srbija

Poverenje, kao jedna od ključnih odlika liderstva, često ostaje neprepoznatljivo i potisnuto drugim faktorima dok je prisutno, a postaje izrazito vidljivo i bitno tek kada počne da opada ili nestaje. Cilj istraživanja je da se utvrdi veza između poverenja u lidera i ishoda liderstva, kao i medijatorna uloga psihološkog osnaživanja u navedenoj vezi. Istraživanje je sprovedeno na uzorku od 351 zaposlenog u organizacijama na teritoriji Srbije. Postavljene hipoteze u radu testirane su pomoću PLS-SEM metode, a rezultati su pokazali da postoji statistički značajna pozitivna veza između poverenja u lidera i ishoda liderstva, kao i da psihološko osnaživanje zaposlenih ima značajnu medijatornu ulogu u ovom odnosu. Motivisani nedovoljno istraženim konceptima poverenja i psihološkog osnaživanja u sferi liderstva u poslovnom ambijentu zemalja u razvoju, uključujući i Srbiju, autori ovim radom daju doprinos kroz ispitivanje medijatorne uloge psihološkog osnaživanja, kao i produbljivanje razumevanja poverenja, ističući njihov značaj za postizanje pozitivnih ishoda liderstva.

Ključne reči: poverenje, psihološko osnaživanje, efektivnost, satisfakcija zaposlenih, dodatni napor, namera odlaska iz organizacije

JEL Classification: M12, D23

UVOD

Imajući u vidu činjenicu da humani kapital predstavlja najvredniji resurs i jedan od ključnih faktora za sticanje konkurentске prednosti savremenih organizacija (Oliveira, Andrade, Ratten & Santos, 2023), a da se naročito u periodima promena

uspeh poslovanja temelji na fokusu na ljudske resurse (Savović, 2017), postavlja se pitanje kako podstaći zaposlene da ostvaruju bolje rezultate, budu uspešniji, šta ih motiviše i pokreće da rade predanije, budu zadovoljniji i ostanu u organizaciji, kao i koja je uloga lidera u svemu tome. Postojeća literatura ukazuje na to da psihološko osnaživanje ima značajne pozitivne efekte na ponašanje i učinak zaposlenih. A. Ergeneli, G. S. Ari i S. Metin (2007) navode rezultate prethodnih istraživanja koja pokazuju da psihološko osnaživanje doprinosi povećanju profita, smanjenju troškova,

* Korespondencija: R. Bjekić, Univerzitet u Novom Sadu, Ekonomski fakultet u Subotici, Srbija, Segedinski put 9-11, 24000 Subotica, Srbija; e-mail: radmila.bjekic@ef.uns.ac.rs

većem zadovoljstvu klijenata, lojalnosti organizaciji, efikasnosti, efektivnom rešavanju problema i njihovoj prevenciji. Na psihološko osnaživanje zaposlenih utiče više faktora, a jedan od ključnih je poverenje u lidera (Ergeneli *et al*, 2007). Poverenje predstavlja ključnu osnovu svakog odnosa između lidera i sledbenika, jer omogućava otvorenu komunikaciju, saradnju i zajedničko postizanje ciljeva. Izgradnja odnosa lider-sledbenik zasniva se na realnoj proceni uloge i sposobnosti kako lidera, tako i sledbenika, što predstavlja preduslov za razvoj međusobnog poverenja i podrške (Stojanović-Aleksić, 2016). Prema F. X. Frei i A. Morriss (2020) građenje poverenja često zahteva promenu u percepciji liderstva. Liderstvo nije primarno vezano za samog lidera, već za njegovu sposobnost da osnaži i podrži druge. Poverenje u lidera smatra se jednim od najvažnijih faktora koji doprinose boljoj i prijatnijoj radnoj atmosferi, kao i zdravoj organizacionoj kulturi, što je podržano rezultatima istraživanja sprovedenog u SAD-u 2023. godine, koje je obuhvatilo uzorak od 1.027 pripadnika generacije Z. Isto istraživanje je pokazalo da ova generacija ima jasna očekivanja o ključnim elementima zdrave radne kulture, a jedan od najvažnijih faktora koji su identifikovali jeste poverenje u lidere i kolege (The Center for Generational Kinetics, 2023). Poverenje u lidere direktno je povezano s pozitivnim efektima liderstva, što su istakli K. T. Dirks i D. L. Ferrin (2002) u svom radu, zaključujući da je visok nivo poverenja u menadžere snažno povezan s većim zadovoljstvom poslom, većom posevećenošću i smanjenom namerom zaposlenih da napuste organizaciju.

Pregled literature pokazuje da su poverenje u lidera i psihološko osnaživanje široko prepoznate kao važne teme u menadžmentu i da privlače pažnju mnogih istraživača. Međutim, u našem poslovnom okruženju, kao i u zemljama u razvoju generalno, navedene teme nisu dovoljno istražene, što je podstaklo autore da sprovedu istraživanje čiji su rezultati prikazani u ovom radu. Konstrukti poverenje u lidera, psihološko osnaživanje i ishodi liderstva do sada su pojedinačno bili predmet različitih istraživanja, kao i međusobne relacije između dva od tri pomenuta koncepta: poverenje u lidera i ishodi liderstva (Gillespie & Mann, 2004; Henriques, 2015), poverenje u lidera i psihološko osnaživanja (Ergeneli

et al, 2007) i psihološko osnaživanje i ishodi liderstva (Kumar, Singh & Rangnekar, 2018; Ambad, Kalimin, Ag Damit & Andrew, 2021). Međutim, ono što nije do sada urađeno jeste razvoj istraživačkog okvira koji integriše sva tri navedena konstrukta, čime se omogućava dublje razumevanje uloge i značaja psihološkog osnaživanja zaposlenih kao mehanizma koji doprinosi jačanju veze između poverenja u lidera i ishoda liderstva. Dodatnu vrednost radu daje to što je istraživanje sprovedeno u Srbiji, zemlji u razvoju, gde su ovakva istraživanja mnogo ređa u odnosu na razvijene zemlje.

Iz navedenog proističe da je cilj istraživanja da se ispita veza između poverenja u lidera i ishoda liderstva, kao i medijatorna uloga, psihološkog osnaživanja u navedenoj vezi. Uzorak čini 351 zaposleni iz organizacija koje posluju na teritoriji Srbije. Podaci su prikupljeni putem instrumenta koji je sačinjen od standardizovanih upitnika za merenje poverenja u lidera (Podsakoff, MacKenzie, Moorman & Fetter, 1990), psihološke osnaženosti (Spreitzer, 1995) i ishoda liderstva (Krishnan, 2005). Za testiranje modela i hipoteza korišćena je metoda strukturalnog modelovaja (PLS-SEM).

Rad se sastoji od pet delova. Nakon uvoda, drugi deo se fokusira na pregled literature, objašnjavajući ključne pojmove kao što su poverenje u lidera, psihološko osnaživanje i ishodi liderstva, uz pregled prethodnih istraživanja o međusobnim odnosima ovih konceptata. Treći deo opisuje metodologiju istraživanja, uključujući instrumente korišćene za prikupljanje podataka i karakteristike uzorka. U četvrtom delu predstavljeni su rezultati istraživanja, uz diskusiju o rezultatima. Na kraju, zaključak sumira ključne rezultate i ističe teorijske i praktične implikacije sprovedenog istraživanja.

PREGLED LITERATURE

Poverenje u lidera je višedimenzionalan konstrukt koji se odlikuje pozitivnim uverenjem ili percepcijom sledbenika o odnosu sa liderom (Karikumpu, Häggman-Laitila, Romppanen, Kangasniemi &

Terkamo-Moisio, 2024). Zajednička komponenta mnogih definicija poverenja jeste percepcija lidera kao osobe koja zadobija poverenje svojih sledbenika, a nivo poverenja koji lider uspe da izgradi ključan je faktor u tome da li će ga ljudi slediti ili ignorisati (Harper, 2017). Prema J. L. Morrow, M. H. Hansen i A. W. Pearson (2004), poverenje se sastoji od dve dimenzije: poverenja zasnovanog na kogniciji i poverenja zasnovanog na emocijama. Kognitivna dimenzija poverenja odnosi se na racionalne procene koje pojedinci donose o tome kome mogu da veruju i u kojim okolnostima. Ova odluka zasniva se na analizi dokaza kompetentnosti, odgovornosti, pouzdanosti i doslednosti lidera (Costigan, Insinga, Berman, Ilter, Kranas & Kureshov 2006; Barton & Barton, 2011). S druge strane, afektivna dimenzija poverenja gradi se na osnovu emocionalnih veza, međusobnih interesa i podrške među pojedincima (Costigan, Ilter & Berman, 1998). P. M. Podsakoff *et al* (1990) konceptualizovali su poverenje kao veru u lidera i lojalnost prema njemu. Za merenje ovih dimenzija korišćeno je šest stavki - tri su procenjivale poverenje sledbenika u namere lidera, dok su preostale tri merile osećaj lojalnosti i privrženosti lideru. Navedeni pristup je primenjen u ovoj studiji. Veliki broj istraživanja bavio se poverenjem u lidera i dokazao da viši stepen poverenja u lidera doprinosi boljim ishodima. K. T. Dirks i D. L. Ferrin (2002) ističu da je poverenje u lidera pozitivno povezano sa zadovoljstvom poslom, organizacionom posvećenošću, organizacionim građanskim ponašanjem i radnim učinkom. Prema D. Ivziku, V. Biagioli, R. Caruso, M. Lommi, A. De Benedictis, R. Gualandi i D. Tartaglini (2024), poverenje u lidera podstiče veću posvećenost organizaciji, što smanjuje verovatnoću da zaposleni razmišljaju o napuštanju trenutne pozicije. K. T. Dirks i D. P. Skarlicki (2004) naglašavaju da je poverenje ključni element efektivnog liderstva.

Liderstvo, prema autorima B. M. Bass i B. J. Avolio (1990), daje određene ishode koji su rezultat ponašanja lidera. U svom istraživanju autori su izdvojili četiri ključna ishoda liderstva: percipirana efektivnost, zadovoljstvo liderom, dodatni napor i nameru odlaska iz organizacije. Prema M. Kotze i I. Venter (2011), efektivno liderstvo podrazumeva sposobnost lidera da motiviše i podstakne zaposlene na postizanje

boljih rezultata, kako na individualnom nivou, tako i na nivou cele organizacije. Efektivnost liderstva u velikoj meri zavisi od toga kako zaposleni doživljavaju lidera i njegov stil vođenja (Yan & Hunt, 2005). Pojam percipirane efikasnosti kao ishoda liderstva može se objasniti time koliko zaposleni smatraju da lider uspešno ostvaruje ciljeve organizacije, zastupa njihove interese pred višim nivoima hijerarhije, kao i koliko veruju u njegovu sposobnost vođenja (Bass & Avolio, 1997). Zadovoljstvo liderom odnosi se na stepen u kojem su zaposleni zadovoljni stilom liderstva svog nadređenog, uključujući i to da li koristi odgovarajuće tehnike i metode u svom radu. Dodatni napor kao ishod liderstva podrazumeva sposobnost lidera da inspiriše zaposlene da učine više nego što su prvobitno smatrali mogućim, povećavajući njihov entuzijizam i samopouzdanje da rade predanije, postižu bolje rezultate i budu uspešniji. Ovaj ishod se takođe može definisati kao nivo motivacije koji zaposleni osećaju zahvaljujući svom lideru da prevaziđu očekivanja i ostvare više od očekivanog. Namerna odlaska iz organizacije označava stepen u kojem zaposleni razmišlja o napuštanju svog radnog mesta (Lacap, 2020). Odluka da napusti organizaciju zavisi od različitih faktora, a jedan od najznačajnijih je ponašanje lidera, posebno način na koji ga zaposleni percipiraju.

Psihološko osnaživanje jedan je od najčešće proučavanih pojmova u savremenoj literaturi iz oblasti menadžmenta i liderstva. Ipak, uprkos njegovoj popularnosti, i dalje ostaje relativno nedovoljno istražena tema, posebno u kontekstu našeg poslovnog okruženja. Psihološko osnaživanje, kako ga definiše G. M. Spreitzer (1995), predstavlja motivacioni koncept koji odražava proaktivan način razmišljanja pojedinca i njegovu percepciju da ima moć da utiče na svoju radnu ulogu. Ovaj koncept se zasniva na četiri ključna aspekta: značaj, kompetentnost, samoopredeljenje i uticaj (Llorente-Alonso, García-Ael, & Topa, 2024). Spreitzer-ov model psihološkog osnaživanja na radnom mestu jedan je od najprihvaćenijih i najčešće potvrđenih okvira za proučavanje psihološkog osnaživanja u literaturi. Stoga autori svoju analizu i predstavljanje ovog koncepta zasnivaju upravo na ovom modelu. Prema G. M. Spreitzeru (1995), značaj se odnosi na osećaj posvećenosti ciljevima posla,

dok kompetentnost predstavlja veru pojedinca u sopstvenu sposobnost da uspešno i vešto obavlja radne zadatke. Značaj podrazumeva vrednost cilja, procenjen u odnosu na lične ideale i standarde zaposlenog. Prema P. Y. Permarupan, A. A. Mamun, N. K. Samy, R. A. Saufi i N. Hayat (2020), značaj takođe doprinosi jačanju psihološke povezanosti zaposlenih sa organizacijom. Kompetentnost označava nivo veštine koji pojedinac demonstrira u obavljanju zadatka. Samoopredeljenje se odnosi na stepen autonomije koji pojedinac ima prilikom odlučivanja o načinu na koji će izvršavati svoje zadatke i povezano je sa osećajem slobode i nezavisnosti u radu. Uticaj označava intenzitet sa kojim pojedinac oseća da može da menja i oblikuje radno okruženje i zadatke koje obavlja. Psihološko osnaživanje je povezano sa boljim radnim performansama (Rania, Rahmanb & Yusakc, 2021), zadovoljstvom poslom (Mathew & Nair, 2022), posvećenošću i inovativnim ponašanjem (Sinha, Priyadarshi & Kumar, 2016), kao i organizacionim građanskim ponašanjem (Saira, Mansoor & Ali, 2021). Rezultati prethodnih istraživanja takođe ukazuju na to da veći stepen psihološkog osnaživanja smanjuje nameru zaposlenih da napuste organizaciju (Sinha *et al*, 2016; Islam, Khan & Bukhari, 2016; Kumar *et al*, 2018).

Dosadašnja istraživanja povezivala su neke od pomenutih varijabli iz predstavljenog istraživačkog modela, ali ne postoje istraživanja koja su obuhvatila sve tri varijable u jednom modelu. Kada je reč o vezi između poverenja u lidera i psihološkog osnaživanja, A. Ergeneli *et al* (2007) sprovedli su istraživanje na uzorku od 220 ispitanika iz bankarskog sektora u Ankari (Turska), sa ciljem da utvrde odnos između poverenja u lidera (kognitivno i afektivno poverenje) i ukupnog psihološkog osnaživanja (značaj, kompetentnost, samoopredeljenje i uticaj). Rezultati su pokazali da postoji direktna pozitivna veza između kognitivno zasnovanog poverenja i ukupnog psihološkog osnaživanja, kompetentnosti i uticaja, dok povezanost sa aspektom samoopredeljenja nije bila statistički značajna. Autori ovo objašnjavaju, oslanjajući se na G. M. Spreitzer-a (1995), da je samoopredeljenje subjektivni osećaj pojedinca da ima mogućnost izbora u iniciranju i regulisanju sopstvenih aktivnosti. Dodatna analiza pokazala je da postoji

pozitivna veza kognitivnog poverenja sa značajem i kompetentnošću, dok je afektivno poverenje snažan prediktor dimenzije uticaja (Ergeneli *et al*, 2007). Što se tiče odnosa između poverenja u lidere i ishoda liderstva, najviše su proučavane veze između poverenja u lidere i namere odlaska iz organizacije, dok su veze sa ostalim ishodima ređe istraživane. Istraživanje koje treba posebno istaći u ovom kontekstu sprovedeno je na uzorku projektnih timova unutar velike javne istraživačko-razvojne organizacije u Australiji. Podaci su prikupljeni od 33 tima iz dve divizije. Rezultati su pokazali da je poverenje u lidera bilo pozitivno povezano sa zadovoljstvom članova tima svojim liderom, percipiranom efektivnošću lidera i dodatnim naporom koji su članovi tima ulagali u svoj rad (Gillespie & Mann, 2004). Rezultati istraživanja sprovedenog na uzorku od 496 zaposlenih iz organizacija u Južnoj Africi ukazali su na značajnu negativnu vezu između poverenja u lidere i namere odlaska iz organizacije (Henriques, 2015). Ovi rezultati sugeriraju da su zaposleni koji nemaju poverenje u svoje lidere skloniji razmišljanju o napuštanju organizacije. Najčešći razlozi za to su zabrinutost zbog odluka koje lideri donose, kao i percepcija zaposlenih o nedostatka integriteta lidera, pravičnosti, poštenja ili kompetentnosti, što može dovesti do toga da zaposleni žele da izbegnu potencijalne rizike rada pod takvim vođstvom. Kada je reč o odnosu između psihološkog osnaživanja i ishoda liderstva, najčešće su istraživane veze između psihološkog osnaživanja i namere odlaska iz organizacije, dok su ostali ishodi ređe bili predmet proučavanja. S. N. A. Ambad *et al* (2021) ističu da osnaženi zaposleni ulažu dodatni trud i kreativnost prilikom obavljanja svojih zadataka, što generalno dovodi do poboljšanog radnog učinka. Rezultati istraživanja sprovedenog na uzorku od 315 ispitanika Indijskog ratnog vazduhoplovstva pokazali su direktnu negativnu vezu između psihološkog osnaživanja i namere odlaska iz organizacije (Kumar *et al*, 2018). Ovi rezultati su u skladu sa postojećom literaturom, koja sugerise da psihološko osnaživanje može negativno uticati na nameru zaposlenih da napuste posao. Konkretno, visoki nivoi percipiranog psihološkog osnaživanja mogu smanjiti verovatnoću traženja alternativnog zaposlenja, čime se smanjuje namera odlaska iz organizacije (Griffeth, Hom &

Gaertner, 2000; Prati & Zani, 2015). Posrednička uloga psihološkog osnaživanja u odnosu između poverenja u lidere i ishoda liderstva do sada nije bila predmet istraživanja, što predstavlja ključni doprinos ovog istraživanja.

Na osnovu predstavljenog teorijskog okvira i rezultata dosadašnjih istraživanja, postavljene su sledeće hipoteze:

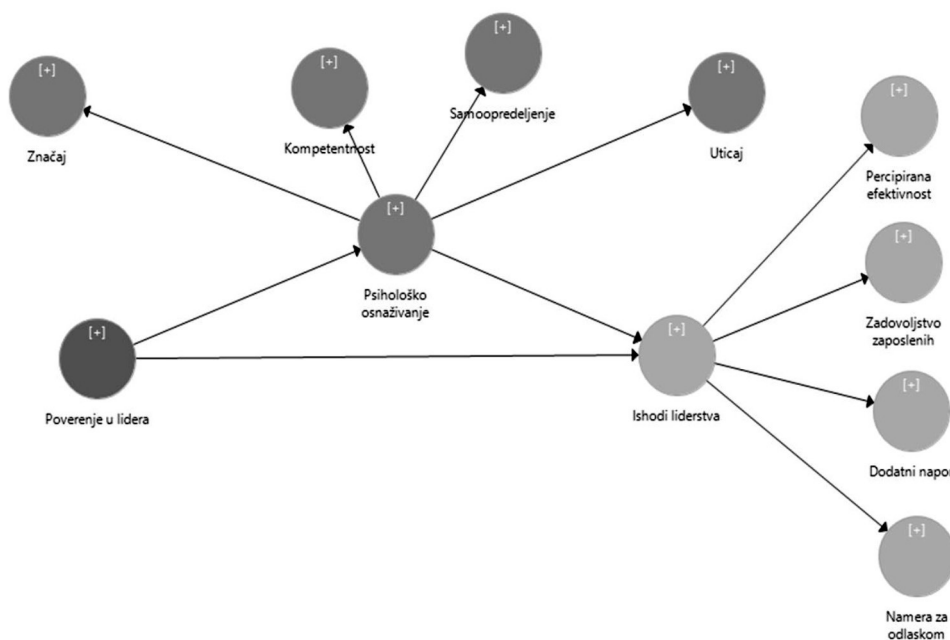
- H1: Postoji pozitivna veza između poverenja u lidera i ishoda liderstva.
- H2: Postoji pozitivna veza između poverenja u lidera i psihološkog osnaživanja.
- H3: Postoji pozitivna veza između psihološkog osnaživanja i ishoda liderstva.
- H4: Postoji indirektna povezanost poverenja u lidera i ishoda liderstva posredstvom psihološkog osnaživanja.

Predlog istraživačkog okvira, zasnovan na prethodno izloženom teorijskom okviru, prikazan je na Slici 1:

METODOLOGIJA

Upitnik

Instrument koji je korišćen za sprovođenje istraživanja sastoji se od standardizovanih upitnika koji mere sledeće istraživačke varijable: poverenje u lidera, psihološko osnaživanje i ishode liderstva. Za merenje *poverenja u lidera* korišćen je upitnik koji su razvili P. M. Podsakoff *et al* (1990). Upitnik se sastoji od šest stavki koje ispitanici ocenjuju, a uključuje izjave kao što su: „Prilično sam uveren/a da će moj nadređeni uvek pokušati da se prema meni ophodi pravično“ i „Osećam snažnu lojalnost prema svom nadređenom“. Za merenje *psihološkog osnaživanja* korišćen je upitnik koji je razvio G. M. Spreitzer (1995), a koji je takođe standardizovan. Upitnik se sastoji od 12 stavki koje se odnose na dimenzije kroz koje se psihološko osnaživanje reflektuje: značaj, kompetentnost, samoopredeljenje i uticaj. Izjave kao što su „Posao koji radim je vrlo važan za mene“ odnosi se na značaj, „Vrlo sam samouveren/a kada je reč o mojim sposobnostima za uspešno izvršavanje radnih zadataka“ odnosi se na kompetentnost, „Mogu



Slika 1 Istraživački okvir

samostalno da donosim odluke u vezi mog posla“ odnosi se na samoopredeljenje, i *„Imam veliki uticaj na ono što se dešava u mom odeljenju“* odnosi se na uticaj. Poslednji deo upitnika odnosi se na *ishode liderstva*, koji se posmatraju kroz percipiranu efektivnost lidera, zadovoljstvo zaposlenih, dodatni napor i nameru odlaska iz organizacije. Za ovu svrhu korišćen je upitnik koji je primenjen u istraživanju V. R. Krishnan (2005). Neke od izjava koje su korišćene za merenje ishoda liderstva su: *U poređenju sa drugim timovima u vašoj organizaciji, kako ocenjujete efektivnost vašeg tima?; Uzevši sve u obzir, koliko ste zadovoljni metodama liderstva koje vaš nadređeni primenjuje?; Nadređeni pojačava moju motivaciju za uspehom; i Često razmišljam o napuštanju posla.* Za sve izjave korišćena je petostepena Likertova skala. Detalji o upitniku su prikazani u Tabeli 1.

Pored navedenog, instrument uključuje i pitanja vezana za demografske karakteristike ispitanika (pol, godine, nivo obrazovanja) i karakteristike organizacije (veličina organizacije i sektor).

Tabela 1 Detalji o upitniku

Varijable	Broj izjava	Izvor
Poverenje u lidera	6	P. M. Podsakoff et al (1990)
Psihološko osnaživanje	12	G. M. Spreitzer (1995)
Ishodi liderstva	12	V. R. Krishnan (2005)

Izvor: Autori

Proces prikupljanja podataka i objašnjenje uzorka

Podaci su prikupljeni putem *online* upitnika (*Google forms survey*) sprovedene tokom 2023. godine. Učešće u istraživanju bilo je dobrovoljno, a anonimnost ispitanika je bila zagarantovana. Ukupno je distribuirano 700 upitnika zaposlenima u različitim organizacijama koje posluju na teritoriji Republike Srbije. Ukupno je primljeno 360 odgovora, što je rezultiralo stopom odgovora od 51,43%. Nakon

isključivanja nepotpunih ili nepravilno popunjenih upitnika, finalni uzorak se sastojao od 351 validnog odgovora. Analiza podataka sprovedena je korišćenjem softverskih paketa IBM SPSS i SmartPLS. Deskriptivna statistika je dobijena u IBM SPSS-u, dok je za testiranje modela i hipoteza primenjeno modeliranje strukturnih jednačina sa parcijalnim najmanjim kvadratima (PLS-SEM) u SmartPLS-u. Na osnovu „pravila 10 puta“ (Hair, Ringle & Sarstedt, 2011), koje kaže da veličina uzorka treba biti najmanje 10 puta veća od maksimalnog broja unutrašnjih ili spoljašnjih veza koje upućuju na bilo koju latentnu varijablu u modelu (Goodhue, Lewis & Thompson, 2012), može se zaključiti da je veličina uzorka adekvatna za dobijanje rezultata i testiranje validnosti modela primenom PLS-SEM-a.

Detaljne karakteristike uzorka prikazane su u Tabeli 2.

Tabela 2 Karakteristike uzorka

		Broj ispitanika	Procentualni udeo (%)
	Ukupno	351	100
Pol	Muški	131	37,3
	Ženski	220	62,7
Godine starosti	Ispod 25	95	27,1
	25-34	137	39,0
	35-44	61	17,4
	45-54	43	12,3
	Preko 55	15	4,3
Obrazovanje	Srednja škola	92	26,2
	Trogodišnje strukovne studije	34	9,7
	Četvorogodišne akademske studije	132	37,6
	Master	89	25,4
	Magistar	2	0,6
	Doktor nauka	2	0,6
Veličina organizacije	Mala	107	30,48
	Srednja	98	27,9
	Velika	146	41,6
Sektor	Proizvodni	100	28,49
	Uslužni	251	71,51

Izvor: Autori

REZULTATI I DISKUSIJA

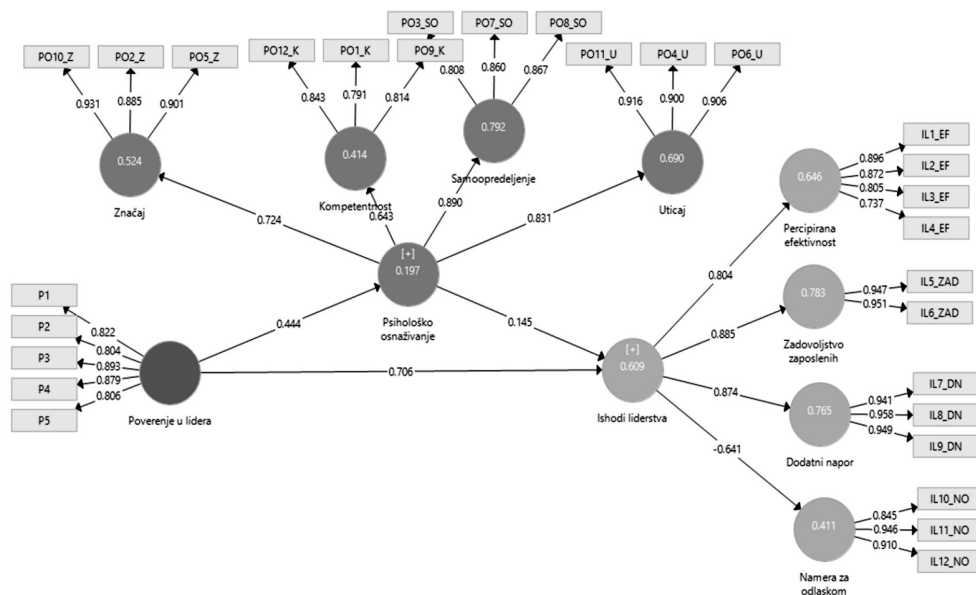
Prvi korak je testiranje modela, a s obzirom na to da je model na kojem se istraživanje zasniva reflektivan, potrebno je definisati kriterijume za testiranje reflektivnih modela. Ovi kriterijumi uključuju *pouzdanost indikatora*, pri čemu bi pokazatelj opterećenja za svaki indikator trebalo da bude jednak ili veći od 0,7; *internu konzistentnost*, pri čemu vrednost kompozitne pouzdanosti za svaki konstrukt treba da bude veća od 0,7; *konvergentnu validnost*, gde prosečna vrednost izdvojene varijanse za svaki konstrukt treba da bude veća od 0,5; i *diskriminantnu validnost*, koja se može testirati koristeći pristup unakrsnih opterećenja (cross-loadings), *Fornell-Larcker* kriterijum i *Heterotrait-Monotrait* (HTMT) (Hair *et al*, 2011; Grubor & Milićević, 2019).

Slika 2 prikazuje opterećenja za svaki indikator.

Indikatori prikazani na Slici 2 imaju vrednosti u rasponu od 0,735 do 0,958, pri čemu su svi iznad prihvatljivog praga od 0,708 (Hair, Risher, Sarstedt & Ringle, 2019). Jedan indikator, *Trust 6*, isključen je iz dalje analize jer njegova vrednost nije dostigla

prag prihvatljivosti. Iako J. Hair, T. C. Hult, C. Ringle i M. Sarstedt (2017) sugerišu da indikatori sa vrednostima između 0,4 i 0,7 mogu biti zadržani ukoliko ne narušavaju pouzdanost mernog modela, u ovom slučaju to nije bilo moguće. Konkretno, isključeni indikator nije ispunjavao zahteve u pogledu kompozitne pouzdanosti (CR) i prosečne vrednosti izdvojene varijanse (AVE). Rezultati testa pouzdanosti, sprovedenog izračunavanjem Cronbach-ovog koeficijenta, kompozitne pouzdanosti (CR) i prosečne vrednosti izdvojene varijanse (AVE), prikazani su u Tabeli 3.

Prema J. Hair *et al* (2017), najniža prihvatljiva granica za Cronbach α koeficijent iznosi 0,7, dok S. Dakduk, Á. González i A. Portalanza (2019) navode da je donji prag prihvatljivosti 0,6. Vrednosti Cronbach-ovog koeficijenta kreću se u rasponu od 0,751 do 0,945, kao što je prikazano, sve vrednosti su iznad prihvatljivog praga. Vrednosti kompozitne pouzdanosti kreću se od 0,857 do 0,965, pri čemu je donji prag prihvatljivosti za kompozitnu pouzdanost postavljen na 0,7 (Hair *et al*, 2017). Ovi rezultati, prikazani u Tabeli 3, potvrđuju da je kriterijum kompozitne pouzdanosti ispunjen. Konvergentna validnost je procenjena na osnovu



Slika 2 Pouzdanost inidkatora (*outer loadings*)

analize prosečne vrednosti izdvojene varijanse (AVE). Vrednosti AVE kreću se u rasponu od 0,666 do 0,901. S obzirom na to da je minimalni prihvatljivi prag za AVE 0,5 (Hair *et al*, 2017), može se zaključiti da je konvergentna validnost zadovoljena za sve konstrukte.

Sledeći korak je testiranje diskriminantne validnosti. Autori su diskriminantnu validnost testirali koristeći *Fornell-Larcker* kriterijum i *Heterotrait-Monotrait* (HTMT) odnos.

Prema Fornell-Larcker kriterijumu, kvadratni koren iz AVE za svaki konstrukt treba da bude veći od korelacija između tog konstrukta i svih drugih

konstrukata u predloženom modelu (Fornell & Larcker, 1981; Ahire, Golhar & Waller, 1996). Kao što je prikazano u Tabeli 4, diskriminantna validnost modela je potvrđena.

HTMT vrednosti ispod 0,9 ukazuju na to da su konstrukti dovoljno različiti jedan od drugog (Hair *et al*, 2019). Rezultati prikazani u Tabeli 5 pokazuju da su sve HTMT vrednosti niže od 0,9, čime je potvrđeno da je ispunjen kriterijum diskriminantne validnosti.

Koeficijent determinacije (R-kvadrat) za zavisnu latentnu varijablu *Psihološko osnaživanje* iznosi 0,197, što znači da 19,7% varijanse u ovoj varijabli

Tabela 3 Ocena pouzdanosti mernog modela (interna konzistentnost i konvergentna validnost)

	Cronbach-ov koeficijent alfa	Kompozitna pouzdanost (CR)	Prosečna vrednost izdvojene varijanse (AVE)
Poverenje u lidera	0,896	0,924	0,708
Značaj	0,891	0,932	0,821
Kompetentnost	0,751	0,857	0,666
Samoodređenje	0,800	0,883	0,715
Uticaj	0,892	0,933	0,823
Percipirana efektivnost	0,839	0,893	0,676
Dodatni napor	0,945	0,965	0,901
Zadovoljstvo zaposlenih	0,890	0,948	0,901
Namera za odlaskom	0,883	0,928	0,812

Izvor: Autori

Tabela 4 Diskriminantna validnost (Fornell-Larcker kriterijum)

	Kompetentnost	Dodatni napor	Uticaj	INT	Značaj	EF	SAT	SD	Poverenje u lidera
Kompetentnost	0,816								
Dodatni napor	0,017	0,949							
Uticaj	0,358	0,286	0,907						
Namera za odlaskom (INT)	-0,137	-0,413	-0,172	0,901					
Značaj	0,311	0,448	0,407	-0,433	0,906				
Percipirana efektivnost (EF)	0,265	0,554	0,360	-0,356	0,370	0,822			
Zadovoljstvo zaposlenih (SAT)	0,073	0,763	0,322	-0,454	0,377	0,642	0,949		
Samoodređenje (SD)	0,528	0,284	0,714	-0,271	0,489	0,348	0,272	0,845	
Poverenje u lidera	0,140	0,734	0,366	-0,405	0,455	0,541	0,787	0,357	0,841

Izvor: Autori

objašnjava nezavisna latentna varijabla *Poverenje u lidera*. Koeficijent determinacije za zavisnu latentnu promenljivu *Ishodi liderstva* iznosi 0,61, što ukazuje da nezavisna varijabla *Poverenje u lidera* direktno i indirektno putem *Psihološkog osnaživanja*, objašnjava 61% varijanse u *Ishodima liderstva*.

Rezultati pokazuju da postoji statistički značajna pozitivna veza između *Poverenja u lidera* i *Ishoda liderstva* ($\beta = 0,772$, $t = 31,836$, $p = 0,000$), zatim između *Poverenja u lidera* i *Psihološkog osnaživanja* ($\beta = 0,444$, $t = 9,947$, $p = 0,000$), kao i između *Psihološkog osnaživanja* i *Ishoda liderstva* ($\beta = 0,147$, $t = 3,076$, $p = 0,002$).

Prezentovani rezultati pokazuju da viši stepen

poverenja u lidera podstiče bolje ishode liderstva, što se odražava u tome da ukoliko imaju više poverenja u lidera percipiraju ga kao efektivnijeg, zatim u višem stepenu zadovoljstva zaposlenih liderom, dodatnom trudu koji zaposleni ulažu u obavljanje svojih zadataka i manjoj želji da napuste organizaciju (H1), što je u skladu sa prethodnim istraživanjima (Gillespie & Mann, 2004; Henriques, 2015). Rezultati sugerišu da, kada zaposleni veruju svojim liderima, verovatnije je da će se osećati sigurno i vrednije, što ih motiviše da ulažu dodatni trud na poslu. Poverenje takođe dovodi do poboljšane percepcije lidera u pogledu njegove efektivnosti, jer zaposleni smatraju da lideri koji imaju integritet, pravični su i kompetentni, donose bolje

Tabela 5 Diskriminantna validnost (*Heterotrait-monotrait HTMT*)

	Kompetentnost	Dodatni napor	Uticaj	INT	Značaj	EF	SAT	SD	Poverenje u lidera
Kompetentnost									
Dodatni napor	0,041								
Uticaj	0,425	0,312							
Namera za odlaskom (INT)	0,186	0,449	0,192						
Značaj	0,374	0,490	0,455	0,492					
Percipirana efektivnost (EF)	0,338	0,609	0,417	0,413	0,423				
Zadovoljstvo zaposlenih (SAT)	0,090	0,832	0,362	0,510	0,425	0,729			
Samoodređenje (SD)	0,675	0,328	0,846	0,326	0,575	0,431	0,324		
Poverenje u lidera	0,177	0,794	0,409	0,449	0,510	0,609	0,879	0,423	

Izvor: Autori

Tabela 6 Rezultati *bootstrapping* analize (direktni i indirektni efekti)

	Procenjeni koeficijent na originalnom uzorku (O)	Prosečna vrednost (M)	Standardna devijacija (STDEV)	t-statistike (O /STDEV)	p-vrednosti	Hipoteze
Poverenje u lidera -> Ishodi liderstva	0,772	0,775	0,024	31,836	0,000	✓
Poverenje u lidera -> Psihološko osnaživanje	0,444	0,446	0,045	9,947	0,000	✓
Psihološko osnaživanje -> Ishodi liderstva	0,147	0,150	0,048	3,076	0,002	✓
Poverenje u lidera -> Psihološko osnaživanje -> Ishodi liderstva	0,065	0,067	0,023	2,881	0,004	✓

Izvor: Autori

odluke koje vode ka uspješnijim ostvarivanju ciljeva organizacije. Ovaj pozitivni ciklus jača verovanje zaposlenih u sposobnost lidera da vodi tim ka uspehu. Štaviše, poverenje stvara osećaj poštovanja i podrške, što povećava zadovoljstvo zaposlenih sa liderima. Kada je poverenje nisko, zaposleni mogu osećati nesigurnost u vezi sa svojom budućnošću u organizaciji, što povećava nameru za odlaskom. Nasuprot tome, visoko poverenje u liderstvo stvara stabilno radno okruženje, u kojem se zaposleni osećaju sigurnije i manje su skloni traženju alternativnog zaposlenja. Poverenje u lidera, dakle, igra ključnu ulogu u smanjenju namera za napuštanje organizacije i podsticanju veće organizacione posvećenosti.

Zatim, psihološko osnaživanje raste kako poverenje zaposlenih u njihove lidere raste (H2), što je u skladu sa nalazima istraživanja koje je sprovedeno od strane autora A. Ergeneli *et al* (2007). Poverenje u lidere pomaže u prevazilaženju tradicionalnih percepcija autoriteta, koje su često ograničavale osećaj osnaživanja zaposlenih u organizacionom kontekstu. Poslednja direktna veza koja je potvrđena jeste veza između psihološkog osnaživanja i ishoda liderstva (H3), što ukazuje na to da ako su zaposleni psihološki osnaženi, oni će percepirati svoje lidere kao efektivnije, zatim će biti zadovoljniji, uložiti dodatni trud kako bi ostvarili bolje rezultate i u manjoj meri razmišljati o napuštanju organizacije. Ovo je delimično u skladu sa rezultatima prethodnih istraživanja (Kumar *et al*, 2018; Ambad *et al*, 2021). Iz gore navedenog proizilazi da su prve tri hipoteze (H1, H2 i H3) potvrđene.

Pored direktnih veza između pomenutih varijabli, ispitana je i njihova indirektna povezanost, tačnije testirana je medijatorna uloga psihološkog osnaživanja u vezi između poverenja u lidera i ishoda liderstva. Dobijeni rezultati (vidi Tabelu 6) pokazuju da postoji statistički značajna indirektna veza između poverenja u lidera i ishoda liderstva posredstvom psihološkog osnaživanja ($\beta = 0,065$, $t = 2,881$, $p = 0,004$). Psihološko osnaživanje posreduje u vezi između poverenja u lidera i ključnih ishoda liderstva utičući na percepcije, stavove i ponašanja zaposlenih. Poverenje u lidere stvara podržavajuće okruženje u kojem osnaživanje može da raste, što vodi do viših nivoa dodatnog truda, većeg zadovoljstva sa liderom,

percepcije o većoj efektivnosti lidera i smanjenih namera za napuštanje organizacije. Razumevanje ove medijatorne uloge ističe značaj izgradnje poverenja u lidera za stvaranje osnažene radne snage, što vodi boljim ishodima liderstva i može da doprinese boljim rezultatima na nivou organizacije kao celine.

ZAKLJUČAK

Menadžeri moraju biti svesni činjenice da je poverenje teško izgraditi, a veoma lako se gubi. Stoga, pored kreiranja klime poverenja unutar organizacije, negovanje tog poverenja je još važnije. Takođe, poverenje koje menadžeri izgrade sa zaposlenima, kao i poverenje koje zaposleni međusobno imaju, može značajno doprineti tome da se zaposleni osećaju bolje i psihološki osnaženo, što, zauzvrat, vodi ka boljim ishodima liderstva, što je i potvrđeno u ovom istraživanju. Menadžeri takođe moraju shvatiti da je proces osnaživanja postepen i da će doneti pozitivne rezultate u srednjem i dugoročnom periodu, ali da zaista vredi ulagati trud u stvaranje takvog okruženja.

Teorijska implikacija se ogleda u činjenici da medijatorna uloga psihološkog osnaživanja nije dovoljno bila u fokusu dosadašnjih istraživanja. Ovo istraživanje stoga popunjava prazninu u postojećoj literaturi istražujući kako psihološko osnaživanje posreduje u vezi između poverenja u lidera i ključnih ishoda liderstva, uključujući percipiranu efektivnost, zadovoljstvo zaposlenih, dodatni trud i nameru za napuštanje organizacije. Predloženi teorijski model zahteva dalja istraživanja u različitim istraživačkim i kulturnim kontekstima. Takođe, buduća istraživanja mogu se fokusirati na odnos između različitih stilova liderstva, kao što su transformaciono, autentično i inkluzivno liderstvo, i poverenja u lidere, kao i njihov uticaj na psihološko osnaživanje i ishode liderstva.

Praktična implikacija odnosi se na ukazivanje značaja sticanja i podsticanja poverenja između zaposlenih i lidera, kao i predlaganje konkretnih mera koje bi lideri trebalo da preduzmu kako bi podstakli i osnažili svoje zaposlene. Kroz različite vrste obuka, lideri bi mogli da nauče kako da unaprede svoje komunikacione

veštine, otvoreno dele informacije sa zaposlenima, razvijaju empatiju i jačaju međuljudske odnose, što stvara uslove za izgradnju i negovanje klime poverenja. S druge strane, kroz specifične treninge i programe, lideri bi prvo trebalo da nauče, a zatim primene različite strategije za podsticanje psihološkog osnaživanja zaposlenih. Na osnovu rada M. Oliveira *et al* (2023), date su sledeće sugestije za povećanje psihološkog osnaživanja zaposlenih: za dimenziju značaja, važno je uzeti u obzir vrednost zadataka koji se dodeljuju, kao i da zaposleni razumeju svrhu i značaj svog rada, usklađujući pojedinačne zadatke sa ličnim rastom i ciljevima organizacije. Takođe, posvećivanje više vremena za razgovor sa zaposlenima o ravnoteži između poslovnog i privatnog života može doprineti jačanju veze između njihovih profesionalnih uloga i opšteg životnog zadovoljstva, čime se dodatno poboljšava osećaj smisla u njihovom radu. U vezi sa kompetentnošću, organizacije treba da nude kontinuirane treninge i obuke kako bi zaposlenima pomogle da razvijaju i usavršavaju svoje veštine. Podsticanjem mogućnosti za profesionalni rast, organizacije mogu poboljšati verovanje zaposlenih u njihovu sposobnost da efikasno obavljaju zadatke. Takođe, podsticanje zajedničkog učenja i angažovanja pomaže u stvaranju saradničkog okruženja gde zaposleni mogu razmenjivati ekspertize, razvijati nove kompetencije i povećavati znanje. Kako bi podstakli samoodređenje, važno je održavati strategije koje podržavaju autonomiju i osnaživanje. Ovo podrazumeva pružanje jasne vrednosne ponude prilikom dodeljivanja novih zadataka, pomažući zaposlenima da prepoznaju značaj i uticaj njihovih doprinosa. Na kraju, za dimenziju uticaja, organizacije treba da objavljuju podatke o najboljim primerima kako bi pokazale kako rad zaposlenih doprinosi uspehu organizacije. Ova transparentnost može pomoći pojedincima da razumeju širi uticaj svojih doprinosa. Takođe, redovno praćenje i pregled performansi može naglasiti uticaj pojedinačnih napora, pružiti priznanje i ojačati važnost uloge svakog zaposlenog unutar organizacije.

Ograničenje ovog istraživanja leži u veličini uzorka, a iz tog ugla, autori smatraju da bi to moglo da utiče na mogućnost generalizacije rezultata i zaključaka istraživanja. Stoga, biće potrebno proširiti uzorak u

narednoj fazi istraživanja. Još jedno ograničenje može se odnositi na perceptivnu prirodu merenja ishoda liderstva, jer se rezultati zasnivaju na subjektivnoj proceni ispitanika, a ne na objektivnim pokazateljima ishoda liderstva, pa je preporuka za prevazilaženje ovog ograničenja, da u buduća istraživanja budu uključeni i objektivni indikatori za merenje ishoda liderstva. Međutim, pored navedenih ograničenja, s obzirom na detaljnu statističku analizu prikupljenih podataka i temeljno testiranje validnosti upitnika, rezultati predstavljaju dobar početak za obimnija istraživanja koristeći ovu novu kombinaciju konstrukata u jednom modelu.

REFERENCE

- Ahire, S. L., Golhar, D. Y., & Waller, M. A. (1996). Development and validation of TQM implementation constructs. *Decision Sciences*, 27(1), 23-56. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5915.1996.tb00842.x>
- Ambad, S. N. A., Kalimin, K. M., Ag Damit, D. H. D., & Andrew, J. V. (2021). The mediating effect of psychological empowerment on leadership styles and task performance of academic staff. *Leadership & Organization Development Journal*, 42(5), 763-782. <https://doi.org/10.1108/LODJ-05-2020-0197>
- Barton, H., & Barton, L. C. (2011). Trust and psychological empowerment in the Russian work context. *Human Resource Management Review*, 21(3), 201-208. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2011.02.001>
- Bass, B. M., & Avolio, B. J. (1990). Developing transformational leadership: 1992 and beyond. *Journal of European Industrial Training*, 14(5), 21-27. <https://doi.org/10.1108/03090599010135122>
- Bass, B. M., & Avolio, B. J. (1997). *Full range leadership development: Manual for the Multifactor Leadership Questionnaire*. Mind Garden.
- Costigan, R. D., Litter, S. S., & Berman, J. J. (1998). A multi-dimensional study of trust in organizations. *Journal of Managerial Issues*, 10(3), 303-317.

- Costigan, R. D., Insinga, R. C., Berman, J. J., Ilter, S. S., Kranas, G., & Kureshov, V. A. (2006). The effect of employee trust of the supervisor on enterprising behavior: A cross-cultural comparison. *Journal of Business and Psychology*, 21, 273-291. <https://doi.org/10.1007/s10869-006-9029-2>
- Dakduk, S., González, Á., & Portalanza, A. (2019). Learn about structural equation modeling in Smart PLS with data from the customer behavior in electronic commerce study in Ecuador (2017). *SAGE Publications, Limited*.
- Dirks, K. T., & Ferrin, D. L. (2002). Trust in leadership: Meta-analytic findings and implications for research and practice. *Journal of Applied Psychology*, 87(4), 611-628. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.4.611>
- Dirks, K. T., & Skarlicki, D. P. (2004). Trust in leaders: Existing research and emerging issues. In R. M. Kramer & K. S. Cook (Eds.), *Trust and distrust in organizations: Dilemmas and approaches* (pp. 21-40). Russell Sage Foundation.
- Ergeneli, A., Arı, G. S., & Metin, S. (2007). Psychological empowerment and its relationship to trust in immediate managers. *Journal of Business Research*, 60(1), 41-49. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2006.09.012>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Frei, F. X., & Morriss, A. (2020). Begin with trust. *Harvard Business Review*, 98(3), 112-121.
- Gillespie, N. A., & Mann, L. (2004). Transformational leadership and shared values: The building blocks of trust. *Journal of Managerial Psychology*, 19(6), 588-607. <https://doi.org/10.1108/02683940410551507>
- Goodhue, D. L., Lewis, W., & Thompson, R. (2012). Does PLS have advantages for small sample size or non-normal data? *MIS Quarterly*, 981-1001. <https://doi.org/10.2307/41703490>
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26(3), 463-488. <https://doi.org/10.1177/014920630002600305>
- Grubor, A., & Milićević, N. (2019). The implementation of hierarchical latent models in the measurement of perceived service quality. *Marketing*, 50(3), 179-185. <https://doi.org/10.5937/mark1903179G>
- Hair, J. F., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hair, J., Hult, T., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2017). A primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) (Second Edition). Los Angeles: *Sage*.
- Harper, D. (2017). Trust as the foundation for leadership and how leaders can cultivate trust. *The Journal of Student Leadership*, 1(1), 17-23.
- Henriques, J. E. (2015). The relationship between trust-in-leadership and intention to quit: the case of a South African financial institution. [Master thesis University of Cape Town]
- Islam, T., Khan, M. M., & Bukhari, F. H. (2016). The role of organizational learning culture and psychological empowerment in reducing turnover intention and enhancing citizenship behavior. *The Learning Organization*, 23(2/3), 156-169. <https://doi.org/10.1108/TLO-10-2015-0057>
- Ivziku, D., Biagioli, V., Caruso, R., Lommi, M., De Benedictis, A., Gualandi, R., & Tartaglini, D. (2024). Trust in the Leader, Organizational Commitment, and Nurses' Intention to Leave-Insights from a nationwide study using structural equation modeling. *Nursing Reports*, 14(2), 1452-1467. <https://doi.org/10.3390/nursrep14020109>
- Karikumpu, V., Häggman-Laitila, A., Romppanen, J., Kangasniemi, M., & Terkamo-Moisio, A. (2024). Trust in the leader and trust in the organization in healthcare: A concept analysis based on a systematic review. *Journal of Nursing Management*, 2024(1), 8776286. <https://doi.org/10.1155/2024/8776286>
- Kotze, M., & Venter, I. (2011). Differences in emotional intelligence between effective and ineffective leaders in the public sector: An empirical study. *International Review of Administrative Sciences*, 77(2), 397-427. <https://doi.org/10.1177/002085231139985>
- Krishnan, V. R. (2005). Leader-member exchange, transformational leadership, and value system. *EJBO-Electronic Journal of Business Ethics and Organization Studies*, 10(1), 14-21.

- Kumar, D., Singh, R. M., & Rangnekar, S. (2018). The effects of psychological empowerment on intention to quit job: The mediating role of job satisfaction among Airforce personnel. *Asian Journal of Information and Communications*, 10(2), 19-31. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5383156>
- Lacap, J. P. G. (2020). Reducing employees' intention to quit: The effects of transformational leadership, employee engagement, and grit. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 41(3), 665-670. <https://doi.org/10.34044/j.kjss.2020.41.3.33>
- Llorente-Alonso, M., García-Ael, C., & Topa, G. (2024). A meta-analysis of psychological empowerment: Antecedents, organizational outcomes, and moderating variables. *Current Psychology*, 43(2), 1759-1784. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-04369-8>
- Mathew, J., & Nair, S. (2022). Psychological empowerment and job satisfaction: A meta-analytic review. *Vision*, 26(4), 431-440. <https://doi.org/10.1177/0972262921994350>
- Morrow Jr, J. L., Hansen, M. H., & Pearson, A. W. (2004). The cognitive and affective antecedents of general trust within cooperative organizations. *Journal of Managerial Issues*, 16(1), 48-64.
- Oliveira, M., Andrade, J. R., Ratten, V., & Santos, E. (2023). Psychological empowerment for the future of work: Evidence from Portugal. *Global Business and Organizational Excellence*, 42(5), 65-78. <https://doi.org/10.1002/joe.22194>
- Permarupan, P. Y., Mamun, A. A., Samy, N. K., Saufi, R. A., & Hayat, N. (2020). Predicting nurses burnout through quality of work life and psychological empowerment: A study towards sustainable healthcare services in Malaysia. *Sustainability*, 12(1), 1-18. <https://doi.org/10.3390/su12010388>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Moorman, R. H., & Fetter, R. (1990). Transformational leader behaviors and their effects on followers' trust in leader, satisfaction, and organizational citizenship behaviors. *The Leadership Quarterly*, 1(2), 107-142. [https://doi.org/10.1016/1048-9843\(90\)90009-7](https://doi.org/10.1016/1048-9843(90)90009-7)
- Prati, G., & Zani, B. (2016). A moderated multilevel study of work-to-family conflict, empowerment, and turnover intentions. *Quality & Quantity*, 50, 2279-2292. <https://doi.org/10.1007/s11135-015-0262-5>
- Rania, R. M., Rahmanb, N. R. A., & Yusakc, N. A. M. (2021). The effect of psychological empowerment on employee performance. *International Journal of Innovation, Creativity and Change*, 15(6), 881-899.
- Saira, S., Mansoor, S., & Ali, M. (2021). Transformational leadership and employee outcomes: The mediating role of psychological empowerment. *Leadership & Organization Development Journal*, 42(1), 130-143. <https://doi.org/10.1108/LODJ-05-2020-0189>
- Savović, S. (2017). The impact of dimensions of transformational leadership on post-acquisition performance of acquired company. *Economic Horizons*, 19(2), 95-108. <https://doi.org/10.5937/ekonhor1702095s>
- Sinha, S., Priyadarshi, P., & Kumar, P. (2016). Organizational culture, innovative behaviour and work related attitude: Role of psychological empowerment. *Journal of Workplace Learning*, 28(8), 519-535. <https://doi.org/10.1108/JWL-06-2016-0055>
- Spreitzer, G. M. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 38(5), 1442-1465. <https://doi.org/10.5465/256865>
- Stojanović-Aleksić, V. (2016). Followers in the organizational leadership process: From attribution to shared leadership. *Economic Horizons*, 18(2), 135-148. <https://doi.org/10.5937/ekonhor1602139S>
- The Center for Generational Kinetics. (2023). *The state of Gen Z 2023 study: Gen Z's expectations, consumer behavior, and life perspectives*. <https://genhq.com/state-of-gen-z-2023/>
- Yan, J., & Hunt, J. G. J. (2005). A cross-cultural perspective on perceived leadership effectiveness. *International Journal of Cross-Cultural Management*, 5(1), 49-66. <https://doi.org/10.1177/1470595805050824>

Primljeno 12. aprila 2025,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 30. oktobra 2025.
Elektronska verzija objavljena 25. avgusta 2026.

Radmila Bjekić je docent na Ekonomskom fakultetu u Subotici, Univerziteta u Novom Sadu, na Katedri za menadžment. Učestvovala je u realizaciji više međunarodnih Erasmus+ projekata. Autorka je i koautorka brojnih naučnih publikacija iz oblasti menadžmenta, sa posebnim fokusom na liderstvo.

Maja Strugar Jelača je vanredni profesor na Ekonomskom fakultetu u Subotici, Univerziteta u Novom Sadu. Oblasti njenog naučnog interesovanja obuhvataju strateški menadžment, inovacije u menadžmentu i liderstvo. Istovremeno je i rukovodilac Katedre za menadžment. Učestvovala je u realizaciji međunarodnih i regionalnih naučnoistraživačkih projekata.

Marko Aleksić je docent na Ekonomskom fakultetu u Subotici, Univerziteta u Novom Sadu, Republika Srbija. Njegova naučna interesovanja obuhvataju strateški menadžment, društveno odgovorno poslovanje, menadžment zaštite životne sredine, održivi razvoj, organizaciono ponašanje i cirkularnu ekonomiju.

Slobodan Marić je vanredni profesor na Katedri za menadžment Ekonomskog fakulteta u Subotici, Univerziteta u Novom Sadu, Republika Srbija. Učestvovao je u realizaciji brojnih nacionalnih i međunarodnih naučnoistraživačkih projekata. Takođe je autor i koautor velikog broja naučnih i stručnih radova iz oblasti menadžmenta, menadžmenta performansi, preduzetništva i projektnog menadžmenta.

FROM TRUST TO BETTER LEADERSHIP OUTCOMES: THE MEDIATING ROLE OF PSYCHOLOGICAL EMPOWERMENT

Radmila Bjekić, Maja Strugar Jelača, Slobodan Marić and Marko Aleksić

University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica, Republic of Serbia

Trust is an essential feature of leadership that can often go unrecognized until it weakens. The study aims to investigate the relationship between trust in leadership and leadership outcomes, as well as the mediating role of psychological empowerment in this relationship. The sample consists of 351 employees from organizations operating in Serbia. The hypotheses are tested using the PLS-SEM and the results show that there is a statistically significant positive relationship between trust in the leader and leadership outcomes, and that the psychological empowerment of employees also has a significant mediating role in this relationship. Motivated by the insufficiently explored concepts of trust and psychological empowerment in the sphere of leadership within the business environment of developing countries, including Serbia, the authors contribute to the field by examining the mediating role of psychological empowerment, while also advancing the understanding of trust and highlighting their importance in achieving positive leadership outcomes.

Keywords: trust, psychological empowerment, effectiveness, satisfaction, extra effort, intention to quit

JEL Classification: M12, D23

ZAHVALNICA RECENZENTIMA

Rukopisa podnetih Uredništvu Časopisa u 2025.

U ime Uredništva naučnog časopisa *Ekonomski horizonti* i u svoje ime iskreno zahvaljujem recenzentima koji su tokom 2025. godine svojim stručnim, nepristrasnim i argumentovanim ocenama dali značajan doprinos vrednovanju rukopisa podnetih Časopisu.

Rukopisi obuhvataju istraživanja iz relevantnih oblasti ekonomije, poslovne ekonomije, menadžmenta i srodnih naučnih disciplina. Svojim kompetentnim i kritičkim pristupom, recenzenti navedeni u ovom pregledu pružili su značajnu podršku Uredništvu u sprovođenju dvostruko anonimnog recenzentskog postupka, doprinoseći očuvanju i unapređenju naučnog kvaliteta Časopisa.

Dosledno opredeljenje uređivačke politike *Ekonomskih horizonata* za kontinuirano unapređenje kvaliteta objavljenih radova oslanja se, u velikoj meri, na stručnost i posvećenost recenzenata. Njihove obrazložene ocene i konstruktivni komentari predstavljali su važnu osnovu za donošenje uredničkih odluka o prihvatanju rukopisa za objavljivanje i njihovoj kategorizaciji. Istovremeno, precizne sugestije i argumentovane primedbe omogućile su autorima da unaprede kvalitet svojih rukopisa, čime su recenzenti dali značajan doprinos daljem razvoju i jačanju naučnog ugleda Časopisa.

Glavni i odgovorni urednik
Vladimir Mihajlović

Dr Sašo Arsov, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta „Sv. Kiril i Metodij“, Skoplje, Severna Makedonija;

Dr Dragan Azdejković, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Bojan Baškot, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Banjoj Luci, Republika Srpska;

Dr Vanja Bevanda, redovni profesor, Fakultet ekonomije i turizma „Dr. Mijo Mirković“, Univerzitet Jurja Dobrile u Puli, Republika Hrvatska;

Dr Vlatka Bilas, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Zagrebu, Republika Hrvatska;

Dr Ljiljana Bonić, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Katarina Borisavljević, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Nikola Bošković, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Ivan Božović, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Prištini sa privremenim sedištem u Kosovskoj Mitrovici;

Dr Jelena Božović, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Prištini sa privremenim sedištem u Kosovskoj Mitrovici;

Dr Marijana Bugarčić, asistent sa doktoratom, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Milijana Novović Burić, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerzitet Crne Gore, Crna Gora;

Milica Ristić Cakić, asistent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Bojana Novičević Čečević, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Dragana Draganac, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Nikolina Dreven, viša asistentkinja, Fakultet organizacije i informatike Univerziteta u Zagrebu, Republika Hrvatska;

Dr Aleksandar Erceg, redovni profesor, Ekonomski fakultet u Osijeku, Univerzitet J. J. Strossmayera u Osijeku, Republika Hrvatska;

Dr Ilona Skibińska-Fabrowska, viši predavač, Institut ekonomije i finansija, Univerzitet Marije Kiri-Sklodovske, Republike Poljska;

Dr Ana Lalević Filipović, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerzitet Crne Gore, Crna Gora;

Dr Srđan Furtula, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Edvard Jakopin, redovni profesor, Fakultet za ekonomiju i finansije Univerziteta „Union-Nikola Tesla“, Beograd;

Dr Pavle Jakovac, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Rijeci, Republika Hrvatska;

Dr Nebojša Janičijević, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Emilija Janković, ekonomista, Sektor za ekonomska istraživanja i statistiku, Narodna banka Srbije;

Dr Mirjana Jemović, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Dejan Jovanović, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Biljana Jovković, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Ernad Kahrović, vanredni profesor, Departman za ekonomske nauke, Državni Univerzitet u Novom Pazaru;

Dr Radovan Kovačević, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Milan Kostić, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Ahmedin Lekpek, docent, Departman za ekonomske nauke, Državni Univerzitet u Novom Pazaru;

Dr Nikola Levkov, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta „Sv. Kiril i Metodij“, Skoplje, Severna Makedonija;

Dr Srđan Marinković, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Ljubiša Mičić, docent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Banjoj Luci, Republika Srpska;

Dr Dejan Miljenović, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Rijeci, Republika Hrvatska;

Dr Veljko Mijušković, docent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Miloš Milanović, docent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Prištini sa privremenim sedištem u Kosovskoj Mitrovici;

Dr Ivan Milenković, redovni profesor, Ekonomski fakultet u Subotici Univerziteta u Novom Sadu;

Dr Zoran Milićević, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Prištini sa privremenim sedištem u Kosovskoj Mitrovici;

Dr Mirela Mitrašević, redovni profesor, Fakultet poslovne ekonomije Bijeljina Univerziteta u Istočnom Sarajevu, Republika Srpska;

Dr Svetlana Sokolov-Mladenović, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Zoran Popović, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu;

Dr Jelena Radojičić, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Boris Radovanov, vanredni profesor, Ekonomski fakultet u Subotici Univerziteta u Novom Sadu;

Dr Tamara Rađenović, docent, Fakultet zaštite na radu Univerziteta u Nišu;

Dr Kristijan Ristić, redovni profesor, Poslovni i pravni fakultet, Univerzitet MB, Beograd;

Dr Marija Petrović- Randelović, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Domagoj Sajter, redovni profesor, Ekonomski fakultet u Osijeku, Univerzitet J. J. Strossmayera u Osijeku, Republika Hrvatska;

Dr Vladimir Simović, viši naučni saradnik, Institut ekonomskih nauka, Beograd;

Dr Marko Slavković, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Dragan Stojković, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Lejla Terzić, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Brčko, Univerzitet Istočno Sarajevo, Republika Srpska;

Dr Jadranka Đurović Todorović, redovni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu;

Dr Dalibor Tomaš, docent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Banjoj Luci, Republika Srpska;

Dr Nenad Tomić, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu;

Dr Ivan Trofimov, viši predavač, Viktorija Univerzitet Velington, Novi Zeland;

Dr Nida Türegün, vanredni profesor, Univerzitet Özyeğin, Republika Turska;

Dr Petra Adelajda Zaninović, docent, Ekonomski fakultet Univerziteta u Rijeci, Republika Hrvatska.

CIP - Каталогизација у публикацији
Народна библиотека Србије, Београд

33

EKONOMSKI horizonti / glavni i odgovorni urednik
Vladimir Mihajlović. - God. 1, br. 1/2 (1999)- . - Kragujevac:
Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, 1999 -
(Niš: Grafika Galeb). - 26 cm

Tri puta godišnje. - Tekst na srp. i engl. jeziku. - Drugo
izdanje na drugom medijumu : Ekonomski horizonti
(Online) = ISSN 2217-9232
ISSN 1450-863X = Ekonomski horizonti (Štampano izd.)
COBISS.SR-ID 158022663

UPUTSTVA AUTORIMA

Uvod: Rukopisi, koji se podnose Glavnom i odgovornom uredniku Časopisa, trebaju biti originalni, neobjavljeni, i ne smeju biti u postupku recenziranja bilo kog drugog časopisa. Rukopisi trebaju biti napisani na stilski i gramatički standardnom **srpskom i engleskom**, odnosno, samo na **engleskom** jeziku, autora čiji maternji jezik nije srpski. Autorima se sugeriše da rukopise striktno usaglase u svim elementima sa zahtevima ovog Uputstva. Svi rukopisi podležu procesu dvostruko anonimnog recenziranja.

Podnošenje rukopisa: Rukopisi se podnose elektronski na e-mail horizonti@kg.ac.rs. Autori treba da podnesu tri fajla: fajl sa informacijama o: naslovu rada, imenima autora, njihovim godištim, institucijama i adresama (e-mail, poštanska adresa, broj telefona), fajl sa rukopisom: naslov rada, apstrakt, ključne reči, JEL klasifikacija rukopisa, središnji deo rada, slike, tabele, grafikoni ugrađeni u rad, zahvalnica (ukoliko postoji), reference, prilozi (ukoliko postoje), endnote (ukoliko postoje), i fajl sa potpisanim i skeniranom Izjavom autora o originalnosti rukopisa.

Dužina podnesaka: Rukopisi bi trebali da sadrže od 5000 do 7000 reči.

Naslov rukopisa: Naslov rukopisa treba biti napisan najviše u dva reda.

Apstrakt i Ključne reči: Apstrakt treba biti od 100 do 150 reči. Autori treba da izdvoje 3-6 ključnih reči.

JEL klasifikacija: Prema: *Journal of Economic Literature (JEL) Classification System*: http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php, autori treba da klasifikuju svoj rukopis.

Slike i Tabele: Slike mogu biti u TIFF, GIF, JPG, PDF, CDR formatu, u rezoluciji najmanje 300dpi. Tabele trebaju biti urađene u Word, Excel, Corel, Visio, SPSS formatu. Slike i tabele treba numerisati uzastopno; svaka Slika treba biti potpisana svojim naslovom, i izvorom, a svaka Tabela treba imati svoje zaglavlje, i biti potpisana izvorom.

Zahvalnica: Naziv i broj projekta u okviru koga je rukopis nastao, i naziv institucije koja finansira projekat, odnosno, zahvalnost recenzentima, itd. navode se nakon Zaključka, tj. ispred Referenaca.

Endnote: Endnote treba smestiti na kraju rukopisa, nakon Referenci. Fusnote se ne prihvataju.

Reference: Reference bi trebale biti iz svih odgovarajućih izvora, i trebale bi biti lako dostupne čitaocima. Broj referenaca na koje se autori pozivaju u svom rukopisu bi trebao biti od 20 do 30. U **tekstu**: u slučaju jedne reference, izvor se navodi na sledeći način: (Rosenhead, 2005); u slučaju više referenaca, izvore treba poredati hronološki, na primer: (Midgley, 2000; Mingers, 2006). U **listi** referenaca: treba navesti samo one izvore na koje se autori pozivaju u rukopisu; radovi se navode bez numerisanja, prema prezimenima autora, u abecednom

redosledu; ukoliko više od jedne reference ima isto autorstvo i datum koristi se a, b, ... nakon datuma, na primer: Jackson, M. C. (2006a); ukoliko neka referenca poseduje DOI broj, treba ga napisati na kraju reference. Reference u tekstu i listu referenci treba uraditi prema (APA - Publication Manual of American Psychological Association (<http://www.apastyle.apastyle.org/pubmanual.html>)): **Knjiga s jednim autorom:** Morgan, G. (1997). *Images of Organization*. London, UK: SAGE Publications. **Knjiga sa dva autora:** Flood, R. L., & Romm, N. R. A. (1996). *Diversity Management: Triple Loop Learning*. Chichester, England: John Wiley. **Knjiga sa više od dva autora:** van Marrewijk, C., Ottens, D., & Schueller, S. (2006). *International Economics: Theory, Application, and Policy*. Oxford, UK: Oxford University Press. **Članak u časopisu:** Zhu, Z. (2011). After paradigm: why mixing-methodology theorising fails and how to make it work again. *Journal of the Operational Research Society*, 62(4), 784-798. **Poglavlje u redigovanoj knjizi:** Brocklesby, J. (1997). Becoming multimethodology literate: An assessment of the cognitive difficulties of working across paradigms. In J. Mingers, & A. Gill (Eds.), *Multimethodology: The Theory and Practice of Combining Management Science Methodologies* (pp. 189-216). Chichester, England: John Wiley. **Saopštenje - u zborniku sa naučne konferencije - štampano u celini:** Feret, K. (2011). Serbia and Poland on map of the global air cargo shipment. In V. Babić (Ed.), *Contemporary Issues in Economics, Business and Management* (pp. 3-16). Kragujevac: Faculty of Economics in Kragujevac. **Rad prezentiran na naučnoj konferenciji/simpozijumu, skupu:** Prochniak, M. (2008, April). *Real Economic Convergence between Central and Eastern Europe and the European Union*. Paper presented at the conference of the Chinese Economic Association, Cambridge, UK. **Web site:** Waugh, M. E. (2010). International Trade and Income Differences. *American Economic Review*, 5, 2093-2124. Retrieved March 11, 2012, from <http://www.aeaweb.org/aer/contents/index.php>.

Biografska skica autora: Na kraju rukopisa treba - u ne više od 50-tak reči - navesti osnovne podatke iz profesionalne biografije autora.

Prikazi knjiga i Najava i prikazi naučnih konferencija: podležu procesu recenziranja, i ne bi trebalo da sadrže više od 1000 reči. Prikaz knjige treba da obuhvati naslov knjige, ime autora i izdavača, godinu publikovanja, broj strana i ISBN broj. Prikaz knjige treba da sadrži kritičko i konstruktivno vrednovanje njene relevantnosti u teorijsko-metodološkom i praktičnom smislu.

Etika publikovanja: S ciljem predupređivanja objavljivanja plagijata, neverodostojnih podataka i rezultata, itd, autori uz Rukopis treba da - kao attachment - dostave potpisanu i skeniranu Izjavu o originalnosti rukopisa, koja se može preuzeti sa sajta Časopisa.

Sekretar Uredništva: Sve relevantne informacije, autori rukopisa mogu dobiti od sekretara Uredništva:

e-mail: horizonti@kg.ac.rs

