



Народна банка Србије

ЗБОРНИК РАДОВА

септембар
2026

11



Народна банка Србије

ЗБОРНИК РАДОВА

септембар
2026

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел. 011/3027-100

Тел. 011/333-8000

www.nbs.rs

Тираж: 65 примерака

ISSN 2787-3226

Уводна реч гувернера

Навршило се тачно пет година од када је Народна банка Србије покренула публикацију Зборник радова, с циљем да додатно подстакне истраживачке активности у нашој институцији и промовише их у јавности. Имајући то у виду, с посебним задовољством могу да истакнем да ново, једанаесто издање Зборника садржи досад највећи број радова, који покривају веома широк спектар области, уз употребу најнапреднијих квантитативних техника у анализама.

Први рад се бави веома битном темом за креаторе монетарне политике – перзистентношћу у кретању инфлације у Србији, у зависности од правца, јачине и извора шока. Аутори овог рада су, употребом квантилне анализе, показали да позитивни инфлациони шокови имају трајније дејство на инфлацију од негативних, тј. дезинфлационих, што је слично налазима и за друге земље. Показано је и да већи степен перзистентности исказују цене прерађене хране, услуга и базне инфлације од осталих потрошачких цена (нпр. гориво, воће и поврће...). Већа постојаност позитивних инфлационих шокова указује на чињеницу да је углавном потребна снажнија реакција монетарне политике када се ради о периодима раста инфлације у односу на периоде када се бележи смањење инфлације.

У другом раду анализирају се детерминанте и динамика условне волатилности бруто девизних резерви Народне банке Србије, са освртом на институционалну отпорност на системске ризике. Економетријски је показано да су најважније детерминанте кретања девизних резерви новчана маса М3, степен динаризаације и стране директне инвестиције. Висок ниво девизних резерви којима Народна банка Србије располаже обезбеђује отпорност домаће монетарне политике и очување релативне стабилности девизног курса. Примењујући стрес-тестове, аутори показују да чак и у најнеповољнијим претпостављеним сценаријима (који се нису десили у пракси) бруто девизне резерве би остале на нивоу који би био сасвим довољан за очување макроекономске стабилности.

Наредни рад бави се могућношћу употребе дубоког машинског учења (LSTM) у прогнозирању готовог новца у оптицају, што је за оперативно вођење монетарне политике веома битна улазна информација. Док стандардни модели ARIMAX, који се тренутно користе у Народној банци Србије, захтевају дефинисање објашњавајућих варијабли унапред, модели LSTM самостално откривају обрасце у великим количинама историјских података, без претходног задавања правила. Мада су на целом анализираном периоду модели LSTM показали већу грешку прогнозе од ARIMAX, по искључењу само једног, атипичног месеца из анализе модели LSTM су постигли боље резултате, што указује на то да, уз тренирање на репрезентативним историјским подацима, имају потенцијал да надмаше класичан приступ.

У наредном раду аутори анализирају кретања на тржишту рада у Србији у периоду 2011–2025. надопуњујући податке званичне статистике изведеним показатељима. Аутори економетријски показују да ефикасност тржишта рада, мерена резидуалом Бевеџијеве криве, као и мера затегнутости тржишта рада, добијена као однос броја слободних радних места и броја незапослених, представљају (уз продуктивност и инфлацију) битне факторе кретања зарада у посматраном периоду. Поред тога, у раду је оцењено да су флукуације у

незапослености у посматраном периоду већим делом биле вођене стопом проналажења посла (62%), а мањим делом стопом напуштања посла (38%).

Зборник настављамо радом о развоју пројекта дигиталног евра, који је за Србију релевантан због повезаности са европским тржиштем плаћања, укључености у географско подручје SEPA и значајне употребе евра. Евросистем би издавао дигитални евро и обезбеђивао основну инфраструктуру и поравнање, док би банке и други пружаоци платних услуга наставили да непосредно послују с корисницима. Становништво би практично део својих депозита код банака пребацило на рачун централне банке, а затим би та средства користили путем апликација на мобилном телефону или путем посебног уређаја, у онлајн и офлајн режиму. Рад се бави разним импликацијама увођења дигиталног евра – на финансијску стабилност, тржиште платних услуга, као и на приватност, безбедност и доступност трансакција.

Наредни рад бави се разликама у третману преузимања дуга у финансијском рачуноводству и макроекономској статистици, као и њиховим утицајем на државни дуг и фискалне показатеље. Посебна пажња посвећена је правилном препознавању економске суштине трансакција, класификацији институционалних јединица и избегавању двоструког обухвата обавеза. У раду се истиче и значај усклађивања рачуноводствених и статистичких података, нарочито у периодима већих капиталних расхода државе, када временске разлике у евидентирању трансакција могу утицати на кључне макроекономске показатеље. Аутор закључује да квалитетнији и детаљнији финансијски извештаји доприносе поузданијој и ефикаснијој макроекономској статистици.

Зборник завршавамо радом о EURIBOR-у, каматној стопи на тржишту новца у зони евра, која је за Србију важна због, иако опадајућег, и даље релативно високог степена евроизације домаћег финансијског система. У раду се најпре представља оквир у коме се одређује и функционише стопа EURIBOR, њена улога у монетарној политици и банкарском систему зоне евра, као и методологија њеног обрачунавања за различите рочности. У наставку рада аутор економетријски оцењује утицај кључних каматних стопа Европске централне банке, као и инфлације у зони евра на формирање стопа EURIBOR.

Разноврсност тема и висок стручни ниво радова у овом броју Зборника сматрам његовим највећим квалитетима, а надам се да ће се читаоци сложити са мном. Народна банка Србије ће и у наредном периоду наставити да јача своје истраживачке капацитете, свесна њиховог значаја у овим турбулентним и неизвесним временима.



Др Јоргованка Табаковић, гувернер

СПИСАК РАДОВА:

ОЦЕНА ПЕРЗИСТЕНТНОСТИ ИНФЛАЦИЈЕ У СРБИЈИ: РЕЗУЛТАТИ ДОБИЈЕНИ КВАНТИЛНОМ АУТОРЕГРЕСИОНОМ АНАЛИЗОМ	5
ЕКОНОМЕТРИЈСКА АНАЛИЗА ДЕТЕРМИНАНТИ ДЕВИЗНИХ РЕЗЕРВИ НАРОДНЕ БАНКЕ СРБИЈЕ: ИМПЛИКАЦИЈЕ ЗА ОЧУВАЊЕ ФИНАНСИЈСКЕ СТАБИЛНОСТИ И ОТПОРНОСТ НА ЕКСТРЕМНЕ МАКРОЕКОНОМСКЕ ШОКОВЕ.....	31
УПОТРЕБА ДУБОКОГ УЧЕЊА У ПРОГНОЗИ ГОТОВОГ НОВЦА У ОПТИЦАЈУ	65
АНАЛИЗА ЕФИКАСНОСТИ ТРЖИШТА РАДА И ДИНАМИКЕ ЗАРАДА У СРБИЈИ У ПЕРИОДУ 2011–2025. ГОДИНЕ.....	95
ДИГИТАЛНИ ЕВРО: РАЗВОЈ, ДИЗАЈН И ИМПЛИКАЦИЈЕ ЗА ПЛАТНИ И ФИНАНСИЈСКИ СИСТЕМ	121
ПРЕУЗИМАЊЕ ДУГА У ОКВИРИМА ФИНАНСИЈСКОГ РАЧУНОВОДСТВА И СТАТИСТИКЕ ДРЖАВНИХ ФИНАНСИЈА И ЈАЧАЊЕ ИНТЕРОПЕРАБИЛНОСТИ ИЗМЕЂУ ФИНАНСИЈСКОГ ИЗВЕШТАВАЊА И СТАТИСТИЧКИХ СИСТЕМА.....	151
АНАЛИЗА ФАКТОРА КОЈИ УТИЧУ НА КРЕТАЊЕ КАМАТНЕ СТОПЕ <i>EURIBOR</i>	175

Радови у оквиру ове серије представљају резултат тренутних истраживања аутора и објављују се ради покретања дискусије и добијања корисних сугестија за даљи рад аутора.

Народна банка Србије

СТРУЧНИ РАДОВИ

ОЦЕНА ПЕРЗИСТЕНТНОСТИ ИНФЛАЦИЈЕ У СРБИЈИ: РЕЗУЛТАТИ ДОБИЈЕНИ КВАНТИЛНОМ АУТОРЕГРЕСИОНОМ АНАЛИЗОМ

Мирјана Милетић, Саво Јаковљевић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за економска истраживања и статистику

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Оцена перзистентности инфлације у Србији: резултати добијени квантилном ауторегресионом анализом

Мирјана Милетић, Саво Јаковљевић

Апстракт: Циљ овог рада је анализа перзистентности инфлације у Србији и њених главних компонената, при чему је као основни метод анализе коришћен квантилни ауторегресиони модел. Резултати анализе показују да је, у просеку, инфлација у Србији стационаран процес, односно да се креће око равнотежног нивоа, али да постоји асиметрија у реаговању инфлације на позитивне и негативне шокове, при чему позитивни шокови имају дугорочнији ефекат на инфлацију. Посматрано по компонентама инфлације, најмањи степен перзистентности имају цене непрерађене хране, затим цене непрехрамбених индустријских производа, док цене прерађене хране и цене услуга показују већи степен перзистентности.

Кључне речи: инфлација, перзистентност, модел квантидне ауторегресије, квантилни јединични корен
[JEL Code]: E31, E52, C22

Нетехнички резиме

Термин перзистентност инфлације или инфлациона инерција односи се на постојаност инфлације током времена. Што је већи степен перзистентности инфлације, то значи да шокови који изазивају промене цена имају дуготрајнији ефекат и да је потребан дужи период да се инфлација врати на равнотежни ниво. Велики број различитих фактора може повећати перзистентност инфлације и успорити њено враћање на стабилан ниво или циљ, а то могу бити шокови из међународног окружења (изражене геополитичке тензије, ратови, енергетски шокови и др.), затим неусидрена инфлациона очекивања, промене у понашању економских субјеката и др. Проблем перзистентне инфлације огледа се у томе што она смањује извесност пословања и може негативно утицати на пословно и инвестиционо поверење. Импликације овог феномена за монетарну политику јесу то да су већи трошкови стабилизације инфлације када је инфлација на вишем нивоу, тј. потребан је већи степен реакције монетарне политике да би се постигли жељени ефекти.

Традиционалне студије перзистентности инфлације углавном су претпостављале да се инфлација увек понаша на исти начин, без обзира на то да ли је економија у кризи или не. У том случају емпиријска оцена сводила се на традиционалне тестове јединичног корена, којима је испитивана стационарност серија инфлације, тј. својство да се, без обзира на јачину шока, инфлација увек враћа на стабилан ниво. За разлику од тога, метода квантилног јединичног корена омогућава анализу својства стационарности инфлације при различитим сценаријима (квантилима), тј. њеног асиметричног понашања у зависности од тога где се налази и какви шокови доводе до њене промене. Доњи квантили односе се на периоде веома ниске инфлације или дефлације, тј. на периоде када је инфлација погођена негативним шоковима. Средњи квантили односе се на периоде у којима је инфлација стабилна око циља, док су горњи квантили периоди у којима је инфлација висока и погођена снажним позитивним шоковима. Нестационарност углавном се може јавити при горњим квантилима, јер ту постоји ризик да, када је инфлација већ висока, она има тенденцију да остане на том нивоу током дужег периода, што може бити последица раста инфлационих очекивања и отварања инфлаторне спирале.

Перзистентност инфлације има значајне импликације за монетарну политику. Када инфлација показује тенденцију да остане висока услед снажних шокова који изазивају њен раст, то значи да је потребан снажнији одговор монетарне политике како би се обезбедило враћање инфлације на стабилан ниво или циљ.

Квантилне тестове јединичних корена применили смо на укупну инфлацију у Србији и њене најважније компоненте – непрерађену и прерађену храну, непрехрамбене индустријске производе, цене услуга и базну инфлацију (инфлацију по искључењу цена хране, енергије, алкохола и цигарета). За разлику од стандардних тестова јединичних корена, базираних на условној средини, који су потврдили стационарност ових показатеља инфлације, тј. својство враћања на стабилан ниво, тестови квантилних јединичних корена за више квантиле указују на то да се нулта хипотеза о постојању јединичног корена углавном не може одбацити. То је пре свега случај с ценама прерађене хране, услуга и базне инфлације.

Употребом квантилне методологије откривене су одређене асиметрије у механизмима прилагођавања инфлације равнотежном нивоу у зависности од интензитета и смера шока. Утврђено је да и знак и величина шокова значајно утичу на брзину прилагођавања инфлације дугорочној равнотежи, при чему се негативни инфлациони шокови брже враћају на средњу вредност, док снажни позитивни шокови за последицу имају већу перзистентност инфлације.

На крају рада применили смо методологију која омогућава истраживање динамичке зависности перзистентности инфлације од њених компонената (прерађене хране, енергије и базне инфлације) кроз три димензије – током времена, кроз различите временске хоризонте посматрања (краткорочне и дугорочне) и за различите квантиле дистрибуције. Резултати анализе показују да је код цена прерађене хране и базне инфлације корелација са укупном инфлацијом јача за више квантиле, тј. при снажнијим позитивним инфлационим шоковима, као и да је јача ако се посматра дугорочна зависност у поређењу с краткорочном. Најмањи степен корелације забележен је у периоду 2017–2020. године, с тим да је у првој фази пандемије, тј. током 2020. године, корелација била чак и негативна, док је најјача корелација забележена у постпандемијском периоду, односно током 2022–2024. године. Веза између укупне инфлације и цена енергије није толико изражена када су у питању позитивни шокови, тј. није јача за више квантиле.

Садржај:

1. Увод.....	10
2. Преглед емпиријске литературе.....	11
3. Методолошки концепт квантилне регресије.....	13
4. Закључак.....	25
Литература	28

1. Увод

Перзистентност инфлације или инфлациона инерција, која се обично дефинише као брзина враћања инфлације на равнотежни ниво (циљ, стабилан ниво или дугорочни просек) под утицајем економског шока, важан је концепт за разумевање динамике инфлације. Већи степен перзистентности инфлације значи да шокови имају дуготрајнији ефекат и да је потребан дужи период да би се инфлација вратила на равнотежни ниво. Импликације овог феномена по монетарну политику огледају се у већим трошковима стабилизације инфлације када је она на вишем нивоу, тј. у потреби за снажнијом реакцијом монетарне политике како би се постигли жељени ефекти. То је важно имати у виду јер прекомерна реакција монетарне политике може истовремено успорити привредну активност, услед чега се монетарна политика може суочити са одређеним непотребним *trade-off*-ом између више инфлације и успоравања привредне активности.

За тестирање брзине прилагођавања инфлације јачини и смеру економских шокова у овом раду коришћена је квантилна ауторегресиона анализа, која омогућава сагледавање тога како се брзина повратка инфлације на равнотежни ниво мења у зависности од тога да ли је инфлација висока, ниска или умерена. Док стандардни линеарни регресиони модели мере просечну перзистентност, претпостављајући једнаку брзину враћања инфлације на равнотежни ниво, без обзира на то да ли је шок позитиван или негативан, модели квантилне регресије омогућавају откривање асиметрије у брзини прилагођавања инфлације јер посматрају различите делове (квантиле) њене дистрибуције.

Имајући у виду значај овог концепта и импликације које има по монетарну политику, као и чињеницу да Народна банка Србије спроводи режим инфлационог циљања као монетарну стратегију, у овом раду анализирана је перзистентност месечне стопе инфлације у Србији и њених главних компонената, при чему је као метод анализе коришћен квантилни ауторегресиони модел који препоручују *Koenker* и *Xiao* (2004). Суштина ове анализе јесте да се тестира да ли серију инфлације карактерише стационаран процес, тј. враћање ка условној средини, или да ли оцена присуства јединичног корена зависи од дела дистрибуције инфлације који се тестира. Предност коришћења ове методе огледа се и у чињеници да је квантилна регресија мање осетљива на нарушеност претпоставке о нормалној расподели грешака оцено, као и на постојање екстремних вредности (*Koenker and Bassett*, 1978).

Квантилне тестове јединичних корена применили смо за месечне ануализоване стопе укупне инфлације и њене најважније компоненте – непрерађену и прерађену храну, непрехрамбене индустријске производе, цене услуга и базну инфлацију (инфлацију по искључењу цена хране, енергије, алкохола и цигарета). Резултати анализе упућују на то да при вишим квантилима инфлација исказује тенденцију споријег враћања на равнотежни ниво када је изложена снажним шоковима који подстичу њен раст. Већи степен перзистентности исказују цене прерађене хране, услуга и базне инфлације. Применом теста *Bai* и *Perron* (2003) идентификована су два структурна лома

у кретању серије укупне и базне инфлације. Први, крајем 2012, односно почетком 2013. године, раздваја период високе и волатилне инфлације од периода ниске и стабилне инфлације који је трајао све до избијања пандемије вируса корона. Други структурни лом односи се на средину 2021. године, када је глобална инфлација порасла под утицајем отварања светске економије након првог таласа пандемије. Када се контролише за ове структурне ломове, инфлација показује својство стационарности на свим квантилима.

Рад је структуриран на следећи начин. У другом поглављу дат је преглед релевантне емпиријске литературе на тему мерења перзистентности инфлације за друге земље применом различитих техника. У трећем поглављу укратко ће бити представљена методологија оценова која је коришћена у овом раду, док ће у четвртном поглављу бити приказани резултати анализе. У последњем поглављу сумирани су најважнији налази анализе.

2. Преглед емпиријске литературе

Анализа перзистентности инфлације предмет је многих емпиријских студија. Примери ових анализа за САД јесу: *Taylor* (2000), *Pivetta and Reis* (2007), *Stock and Watson* (2007), *Benati* (2008) и др. Велики број анализа перзистентности инфлације спроведен је за индустријске земље и зону евра: *Levin и Piger* (2003), *Cecchetti и Debelle* (2006), *Altissimo, Ehrmann и Smet* (2006), *Meller и Nautz* (2012), *Lopez и Papell* (2012) и др. Ово је честа тема емпиријске анализе и за земље средње и југоисточне Европе [видети на пример *Darvas и Varga* (2014), *Mladenović и Nojković* (2012), *Franta, Saxa и Šmidkova* (2009)].

Неколико метода користи се у анализи перзистентности инфлације. Највећи број емпиријских анализа заснива се на ауторегресионим моделима, као и на стандардним тестовима јединичног корена. Другу групу модела чине модели редуковане форме Филипсове криве или структурни макроекономски модели који укључују већи број фактора и који се оцењују применом Калмановог филтера. У новијим радовима користе се оценова квантилне ауторегресионе анализе и модели фракционалне интегрисаности, тзв. *ARFIMA* модели.

У већем броју емпиријских студија и за развијене земље [*Tillman и Wolters* (2014), *Tsong и Lee* (2011), *Manzan и Zerom* (2015)] и за земље у успону [*Phiri* (2018), *Çiçek и Akar* (2013), *Gaglianone, Guillén и Figueiredo* (2018)...] у оценова перзистентности примењује се квантилна анализа инфлације и резултати углавном упућују на то да при вишим нивоима инфлације шокови имају трајнији утицај на инфлацију.

Тако су *Tillman и Wolters* (2014) анализирали перзистентност инфлације у случају САД, користећи ануализоване месечне стопе инфлације рачунате на основу индекса потрошачких цена и индекса цена личне потрошње, као и ануализоване тромесечне стопе инфлације мерене дефлатором бруто домаћег производа. Анализа је спроведена за период 1947–2013. године. Резултати анализе показали су постојање структурног лома почетком 1980-их година, при чему су применом квантилног теста јединичног

корена показали да је у случају САД значајно смањена перзистентност инфлације након 1981. године, тј. након *Valcker*-ових мера дезинфлације. За разлику од претходног периода, када се инфлација при високим позитивним шоковима споро враћала на равнотежни ниво, што потврђују тестови јединичног корена за више квантиле, за период након 1981. године одбацује се хипотеза о постојању јединичног корена за све квантиле условне дистрибуције.

Tsong и *Lee* (2011), следећи методологију *Koenker*-а и *Xiao*-а (2004), анализирали су динамику инфлације за 12 земаља *OECD*-а за период 1957–2010. године на основу тромесечних серија података о међугодишњој инфлацији и закључили да постоји асиметрија у смислу да велики негативни шокови враћају инфлацију на просек, док то није случај с великим позитивним шоковима.

Phiri (2018), коришћењем квантилне ауторегресионе анализе, оцењивао је перзистентност инфлације за земље *BRICS*-а за период 1996–2016. године. Резултати анализе указују на то да серије инфлације за више квантиле имају јединични корен, што имплицира да, када инфлација пређе одређени праг, шокови имају трајнији утицај на инфлацију.

Çiçek и *Akar* (2013) испитивали су динамику инфлације и њених компонената у Турској за период 1994–2012. коришћењем квантилне ауторегресије. Закључак анализе јесте да је након 2002. године, тј. експлицитног увођења инфлационог циљања као монетарне стратегије, значајно смањена перзистентност инфлације у Турској.

Gaglianone, *Guillén* и *Figueiredo* (2018) показали су да је бразилска инфлација генерално стационарна, али да у 28% посматраног периода анализе (1995–2017), тј. при вишим квантилима, показује нестационарно понашање.

Aguilar, *Garibay* и *Quineche* (2026), коришћењем квантилне ауторегресије, показали су да инфлација у Чилеу, Колумбији и Перуу не показује симетричну реакцију, већ да њено задржавање и пренос шокова варирају у зависности од нивоа инфлације. Перзистентност инфлације значајно је опадала како је напредовао процес макроекономске стабилизације у све три земље. Иако све три земље имају сличну асиметрију, интензитет и облик перзистенције инфлације разликују се у Чилеу, Колумбији и Перуу, што указује на специфичне економске и институционалне факторе у свакој земљи.

Ajit и *Ghosh* (2025) на сличан начин истражују како се инфлациона перзистентност мењала у Индији кроз различите режиме монетарне политике – циљање монетарних агрегата, режим више циљева и експлицитно циљање инфлације. Рад показује да је увођење циљања инфлације у Индији значајно смањило инфлациону перзистентност пре пандемије вируса корона, али да шокови повезани с ценама хране који су се појавили током и након пандемије и даље стварају дуготрајне инфлаторне притиске које монетарна политика сама тешко може да контролише.

Gbolonyo, *Boyeteu* и *Yang* (2020) на примеру инфлације у Гани, користећи метод квантилне ауторегресије, показују да је у овој земљи инфлација била релативно добро контролисана у дугом року, јер показује тенденцију повратка ка равнотежном нивоу након шокова. Међутим, њена динамика није иста у свим околностима, при чему се

понашање при ниској и високој инфлацији разликује, због чега су квантилни модели погоднији од стандардних економетријских приступа за анализу инфлације. Аутори, такође, наглашавају важност праћења цена хране и непрехрамбених производа, јер оне значајно одређују кретање укупне инфлације.

Gbolonyo, Zhang и Yang (2020) испитују колико је инфлација у Кини постојана, односно колико дуго ефекти инфлационих шокова остају присутни након њихове појаве. Резултати традиционалних тестова јединичног корена показују да на нивоу целе серије (јануар 1987 – мај 2019) инфлација има тенденцију враћања ка дугорочном просеку, што значи да шокови нису трајни. Међутим, квантилни тестови јединичног корена показују да око 44,85% посматрања показује локално нестационарно понашање, тј. да у појединим периодима ефекти шокова могу трајати веома дуго.

3. Методолошки концепт квантилне регресије

У оквиру овог поглавља представимо укратко модел квантилне ауторегресионе анализе и квантилни тест јединичног корена које су предложили *Koenker и Xiao (2004)*.

Поћи ћемо од ауторегресионог модела реда p , $AR(p)$ представљеног у следећој форми:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{j+1} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

где је, у конкретном случају, $y_t = \pi_t - \hat{\mu}_t$, π_t је стопа инфлације, а $\hat{\mu}_t$ њен вишегодишњи просек или равнотежни ниво.

Параметар β_1 је ауторегресиони коефицијент, при чему уколико је $|\beta_1| = 1$, процес y_t је нестационаран, а уколико је $|\beta_1| < 1$, реч је о стационарном процесу.

Квантилна репрезентација претходног модела, за квантил τ , гласи:

$$Q_{y_t}(\tau|\Omega_{t-1}) = Q_e(\tau) + \beta_1(\tau)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{j+1}(\tau)\Delta y_{t-j} \quad (2)$$

где је Ω_{t-1} скуп информација доступан из претходног периода, $Q_e(\tau)$ је τ -ти квантил грешке модела који практично обухвата ефекат неантиципираних шокова различите јачине који доводе до флукуација серије y_t и где је $Q_{y_t}(\tau|\Omega_{t-1})$ τ -ти условни квантил серије y_t на Ω_{t-1} .

Уколико извршимо одређене замене: $\beta_0(\tau) = Q_e(\tau)$, $\beta(\tau) = (\beta_0(\tau), \beta_1(\tau) \dots \beta_{p+1}(\tau))$, $x_t = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots \Delta y_{t-p})'$, тада претходна једначина добија форму:

$$Q_{y_t}(\tau|\Omega_{t-1}) = x_t' \beta(\tau) \quad (3)$$

Оцењивање QAR модела представљеног једначином (3) своди се на решавање следећег проблема:

$$\min_{\beta} \sum_{t=1}^n \varphi_{\tau} |y_t - x_t' \beta(\tau)| \quad (4)$$

где је $\varphi_{\tau} = (\tau - I(y_t - x_t' \beta(\tau) < 0))$ и I је функција индикатора која узима вредност један уколико је $y_t - x_t' \beta(\tau) < 0$, и нула у супротном.

Оцењивање QAR модела представља варијацију метода LAD (*least absolute deviation*) и може се представити на следећи начин:

$$\min_{\beta} \sum_{t: y_t \geq x_t' \beta(\tau)} \varphi_{\tau} (y_t - x_t' \beta(\tau)) + \min_{\beta} \sum_{t: y_t < x_t' \beta(\tau)} (\varphi_{\tau} - 1) (y_t - x_t' \beta(\tau)) \quad (5)$$

Koenker и *Xiao* (2004) предложили су коришћење квантилног теста јединичног корена, који омогућава тестирање стационарности инфлације за сваки квантил, што је супротно стандардним тестовима јединичног корена који тестирају стационарност само за условну средину. Применом овог теста за τ -ти квантил тестира се нулта хипотеза да је $\beta_1(\tau) = 1$ и израчунава се одговарајућа тест статистика, $t_n(\tau)$, на следећи начин:

$$t_n(\tau) = \frac{f(\widehat{F^{-1}(\tau)})}{\sqrt{(1-\tau)\tau}} (\Pi_{-1}' P_X \Pi_{-1})^{\frac{1}{2}} (\widehat{\beta}_1(\tau) - 1) \quad (6)$$

где је Π_{-1} вектор претходних вредности зависне променљиве y_{t-1} , P_X је пројекциона матрица на простор ортогоналан на $X = (1, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p})$, f и F су вероватноћа функције густине и кумулативна функција густине грешака из једначине (1).

Конзистентна оцена за $f(F^{-1}(\tau))$ је:

$$f(\widehat{F^{-1}(\tau)}) = \frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{x_t' (\widehat{\beta}(\tau_i) - \widehat{\beta}(\tau_{i-1}))} \quad (7)$$

где је $\tau_i \in \Gamma = [0, 1; 0, 2; \dots; 0, 9]$.

Дакле, да би се анализирана перзистентност инфлације и разлика у њеној динамици у зависности од позитивних и негативних шокова, могуће је користити *Koenker* и *Xiao* (2004) тест јединичног корена за различите квантиле. Притом, да би се анализирана перзистентност инфлације дуж ширег спектра квантила, *Koenker* и *Xiao* (2004) и *Galvao* (2009) предлажу коришћење квантилног Колмогоров–Смирновљевог теста (QKS), добијеног на следећи начин:

$$QKS = \sup |t_n(\tau)| \quad (8)$$

Тест статистике $t_n(\tau)$ и QKS имају нестандардну дистрибуцију. Као што наводи *Galvao* (2009), гранична дистрибуција за $t_n(\tau)$ може се записати као:

$$t_n(\tau) \xrightarrow{D} \delta \left(\int_0^1 \underline{W}_1^2(r) dr \right)^{-\frac{1}{2}} \int_0^1 \underline{W}_1(r) dW_1(r) + \sqrt{1 - \delta^2} N(0, 1) \quad (9)$$

где $\xrightarrow{D}$ означава конвергенцију у дистрибуцији и где је $W_1(r)$ Брауново кретање, $\underline{W}_1(r) = W_1(r) - \left[\int_0^1 (4-6s)W_1(s)ds - r \int_0^1 (6-12s)W_1(s)ds \right]$ и $N(0,1)$ је стандардизована нормална дистрибуција случајне променљиве независна од граничне дистрибуције.

Нека је $\psi_\tau(x) = \tau - I(x < 0)$ и нека су $\varepsilon_{t\tau}$ резидуали из регресионе једначине (2). Тада је пондерациони параметар δ једнак:

$$\delta = \frac{\sigma_{\varepsilon\psi}}{\sigma_\varepsilon \sqrt{\tau(1-\tau)}} \quad (10)$$

где је σ_ε дугорочна варијанса од ε_t , а $\sigma_{\varepsilon\psi}$ дугорочна коваријанса од ε_t и $\psi_\tau(\varepsilon_{t\tau})$.

Приликом оцене ових параметара (*nuisance parameters*) користи се приступ који предлажу Koenker и Xiao (2004) и Galvao (2009).

Гранична дистрибуција за QKS може се добити помоћу симулационе стратегије коју предлаже Galvao (2009) на следећи начин:

1. за свако $\tau_i \in \Gamma$ израчунава се $\delta(\tau_i)$;
2. за свако $\delta(\tau_i)$ независно се симулира по једна реализација из Dickey-Fuller-ове и стандарзоване нормале дистрибуције и израчунава се израз из једначине (9);

$$t_n(\tau_i) = \delta(\tau_i) \left(\int_0^1 \underline{W}_1^2(r) dr \right)^{-\frac{1}{2}} \int_0^1 \underline{W}_1(r) dW_1(r) + \sqrt{1 - \delta(\tau_i)^2} N(0,1)$$
 и узима се максимална апсолутна вредност за све τ_i ;
3. на крају, понављањем претходног корака велики број пута, критична вредност на нивоу значајности од 5% може се израчунати као 0,95. квантил из емпиријске дистрибуције.

У нашем конкретном случају анализе перзистентности инфлације оцена $\beta(\tau)$ представља оцену перзистентности за τ -ти квантил, условљену претходним вредностима инфлације $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$. На тај начин, примена квантилне анализе омогућава оцену динамике инфлације у зависности од јачине и смера шокова. Ако је инфлација висока у поређењу с претходним вредностима, то значи да је дошло до великог позитивног шока који је узроковао кретање инфлације изнад условне средине, у неком од горњих условних квантила. Слично томе, уколико је инфлација нижа него у претходном периоду, дошло је до негативног шока и инфлација се налази у неком од нижих условних квантила.

Да би се истражила динамичка зависност перзистентности инфлације од њених компонената кроз три димензије – током времена, кроз различите временске хоризонте посматрања (краткорочне и дугорочне) и за различите квантиле дистрибуције – могуће је применити RWWQC (Rolling Window Wavelet Quantile Correlation) методологију, која рачуна корелацију између две временске серије, X и Y , комбинујући таласну трансформацију (wavelet transform), метод покретних прозора (rolling windows) и квантилну структуру дистрибуције (quantile distribution structures). Корелација се не рачуна за цео период, већ за одређени део периода (прозор), а затим се тај прозор помера кроз време, при чему увек обухвата исту дужину периода за који се корелација рачуна.

Овај показатељ се рачуна на следећи начин:

$$RWWQC_t(s_d, w_i[X], s_d, w_i[Y]) = \frac{q\delta_t(s_d, w_i[Y], s_d, w_i[X])}{\sqrt{\sigma^2\left(\phi_\tau(s_j, w_i[Y] - Q_{\tau, s_j, w_i[Y]})\right)\sigma^2(s_j, w_i[X])}}$$

где је $q\delta_t(s_d, w_i[Y], s_d, w_i[X])$ коваријанса за специфичан квантил τ скале s_d и прозор w_i , $Q_{\tau, s_d, w_i[Y]}$ јесте условна квантилна функција за сваки прозор w_i , ϕ_τ је квантилно специфична трансформациона функција која обухвата асиметричну зависност и где су $\sigma^2(s_d, w_i[X])$ и $\sigma^2\left(\phi_\tau(s_d, w_i[Y] - Q_{\tau, s_d, w_i[Y]})\right)$ таласне варијансе скале s_d у оквиру прозора w_i . Скала s_d односи се на D -ти ниво резолуције таласне трансформације. Таласна декомпозиција врши се коришћењем максималне преклапајуће дискретне таласне трансформације *MODWT* (*Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform*) с најмањим асиметричним таласним филтером *Daubechies* дужине $L = 8$, с четири или пет нивоа резолуције, $D = 4$, $D = 5$ [детаљније видети *Ghosh* и *Ajit* (2025)].

Резултати анализе

Анализа је спроведена за период од јануара 2007. године (од када Републички завод за статистику објављује податке о индексу потрошачких цена) закључно са априлом 2026. године. У анализи је коришћен укупан индекс потрошачких цена (*index_cpi*) и његове најважније компоненте цена – непрерађене хране (*index_un_food*), прерађене хране (*index_proc_food*), индустријских непрехрамбених производа (*index_ind_pr*), услуга (*index_services*) и базне компоненте по искључењу цена хране, енергије, алкохола и цигарета (*index_core*). Како би се елиминисао ефекат сезонских фактора који могу да замагле оцену перзистентности инфлације, све серије показатеља инфлације прво су десезониране.

Предмет анализе су ануализоване месечне стопе показатеља инфлације, које су у случају укупног индекса потрошачких цена (*infl_cpi*) добијене по следећој формули:

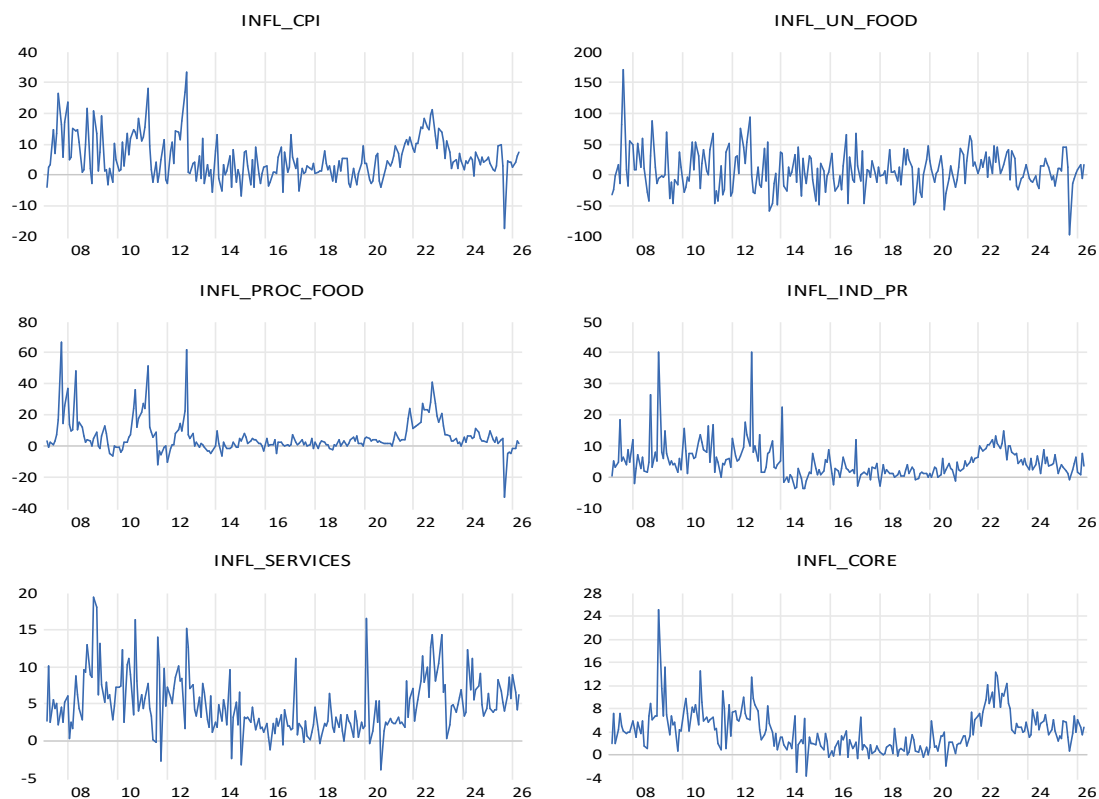
$$\pi_t = 1200 * \left(\frac{\text{index_CPI}_t}{\text{index_CPI}_{t-1}} - 1 \right)$$

На исти начин израчунате су и промене цена основних компоненти инфлације – непрерађене хране (*infl_un_food*), прерађене хране (*infl_proc_food*), непрехрамбених индустријских производа (*infl_ind_pr*), услуга (*infl_services*) и базне инфлације (*infl_core*).

Графички приказ серија показатеља месечне ануализоване инфлације (Графикон 1) показује да су на почетку анализираног периода (до 2013. године) забележене више стопе инфлације, а да је затим, све до 2021, уследио период релативно ниске и стабилне инфлације. Избијање пандемије вируса корона и отварање светске привреде након тога за последицу су имали знатан раст тражње на светском нивоу, што је, уз поскупљење светске нафте и застоје у глобалним ланцима снабдевања, изазвало раст инфлације на глобалном нивоу. Након тога, у 2022. уследила је енергетска криза и знатан раст светских цена примарних пољопривредних производа услед избијања конфликта у Украјини. Од средине 2023. године инфлација се постепено стабилизује, при чему је у септембру 2025. године донета уредба којом су марже у трговини на велико и мало за цене хране и кућне хемије снижене на 20% у периоду од шест месеци, што је за

последницу имало значајан месечни пад цена хране и укупне инфлације у том месецу. Ако се изузме тај ефекат, уочава се да се и укупна и базна инфлација у последње две године крећу релативно стабилно, мада на нешто вишем нивоу него пре пандемије.

Графикон 1. Месечне ануализоване стопе раста показатеља инфлације (десезонирано)



На бази статистичких показатеља приказаних у Табели 1 уочава се да су у посматраном периоду у просеку највише стопе раста цена бележене у случају цена непрерађене хране, а најмање у случају базне инфлације. Све анализиране серије карактерише асиметрија удесно и издуженост расподеле већа од нормалне, која указује на теже репове. Претпоставка о нормалности расподеле одбацује се у свим случајевима, а резултати стандардног теста јединичног корена (*DF-GLS* теста) указују на стационарност серије инфлације, тј. на својство повратка на равнотежни ниво. Ипак, када временску серију инфлације карактерише одступање од нормалне расподеле, тј. већи степен асиметрије удесно или тежи репови, као што је то случај са анализираним серијама показатеља инфлације, традиционални тестови јединичног корена могу да дају пристрасне оцене.

Табела 1. Сумарна статистика показатеља инфлације и резултати стандардног теста јединичног корена

	Средина	Стандардна девијација	Асиметрија	Сплештеност	JB статистика	DF-GLS тест јединичног корена
infl_cpi	5,498	6,913	0,818	4,576	49,666***	2,122**
infl_un_food	7,075	31,594	0,636	5,708	86,144***	2,338**
infl_pr_food	5,784	10,85	2,317	12,437	1064,021***	4,152***
infl_core	4,32	3,572	1,361	7,539	269,574***	2,964***
infl_ind_pr	4,896	5,655	2,689	15,721	1836,014***	2,581***
infl_services	4,698	3,66	1,106	4,581	70,046***	2,317**

Напомена: *** означава статистичку значајност теста на 1%; ** статистичку значајност на нивоу 5%; JB test је Jarque-Bera вредност тест статистике за оцену нормалности. Избор оптималног броја доцњи DF-GLS теста извршен на бази SIC информационог критеријума.

Табела 2. Резултати квантилног теста јединичног корена за различите показатеље инфлације

		0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
infl_cpi	$\beta_0(\tau)$	-7,269***	-4,797***	-3,033***	-1,487***	-0,432	0,823*	2,407***	4,694***	7,554***
	$\beta_1(\tau)$	0,278***	0,250***	0,299***	0,499***	0,549***	0,632***	0,71*	0,773	0,692**
	QKS	6,971***								
infl_un_food	$\beta_0(\tau)$	-37,287***	-23,447***	-14,670***	-8,825***	-2,665	4,233*	10,481***	26,124***	37,311***
	$\beta_1(\tau)$	0,017***	0,085***	0,038***	0,101***	0,126***	-0,036***	0,143***	0,245***	0,257***
	QKS	12,28***								
infl_proc_food	$\beta_0(\tau)$	-5,483***	-3,755***	-2,815***	-1,441***	-0,608	0,204	1,812***	3,661***	6,446***
	$\beta_1(\tau)$	0,433***	0,453***	0,532***	0,663***	0,726**	0,772*	0,864	0,961	1,103
	QKS	10,77***								
infl_ind_pr	$\beta_0(\tau)$	-4,233***	-2,763***	-1,874***	-1,030***	-0,458*	0,259	1,188***	2,419***	4,562***
	$\beta_1(\tau)$	0,282***	0,375***	0,531***	0,592***	0,634***	0,672***	0,715***	0,76	0,791
	QKS	7,126***								
infl_services	$\beta_0(\tau)$	-3,500***	-2,509***	-1,772	-1,188***	-0,342	0,215	1,001***	2,309***	3,807***
	$\beta_1(\tau)$	0,269***	0,291***	0,442***	0,574***	0,664***	0,634***	0,666***	0,847	0,931
	QKS	8,75***								
infl_core	$\beta_0(\tau)$	-2,487***	-1,773***	-0,961***	-0,457***	0,020***	0,091***	0,644***	1,381***	3,196***
	$\beta_1(\tau)$	0,626***	0,663***	0,774***	0,752***	0,744***	0,745***	0,829	0,892	1,007
	QKS	4,831***								

Напомена: *** означава статистичку значајност теста на 1%; ** статистичку значајност на нивоу 5%, а * статистичку значајност на нивоу 10%. За тестирање значајности $\beta_0(\tau)$ користи се t тест, а за тестирање значајности $\beta_1(\tau)$ $t_n(\tau)$.

У Табели 2 за сваки показатељ инфлације приказане су оцене константи $\beta_0(\tau)$ и оцене ауторегресионог коефицијента $\beta_1(\tau)$ за различите квантиле, као и резултати QKS теста. Оцене $\beta_0(\tau)$ представљају систематске разлике у нивоу инфлације за различите квантиле, тј. јачину инфлационог шока за квантил τ . Ове оцене имају негативне вредности до медијане (50. квантила), око медијане су близу нуле, а затим расту с растом квантила, тако да за највиши квантил достижу највећу вредност, што означава

позитиван шок, док за најнижи квантил имају негативну вредност, указујући на негативан шок. Растућу вредност по квантилима показују и оцене $\beta_1(\tau)$, које мере перзистентност инфлације, указујући на то да је већа перзистентност инфлације при већим позитивним шоковима. За ниже квантиле углавном се одбацује нулта хипотеза о постојању јединичног корена, што показује се да при нижим стопама инфлације и мањим позитивним и негативним шоковима инфлација углавном враћа на свој равнотежни ниво, док то није случај када је изложена већим позитивним шоковима.

На основу резултата анализе приказаних у Табели 2 могу се извући следећи закључци:

1. Најмањи степен перзистентности показују цене непрерађене хране, где је одбачена хипотеза о постојању јединичног корена за сваки квантил, што указује на то да се, и у случају високих позитивних и негативних шокова, цене непрерађене хране враћају на просечан раст. Чак и у случају последњег, највишег квантила, коефицијент $\beta_1(\tau)$ налази се испод 0,3. Ове цене углавном зависе од карактера пољопривредне сезоне и понуде на тржишту када је сезона добра, може лако да дође до пада цена и обрнуто;

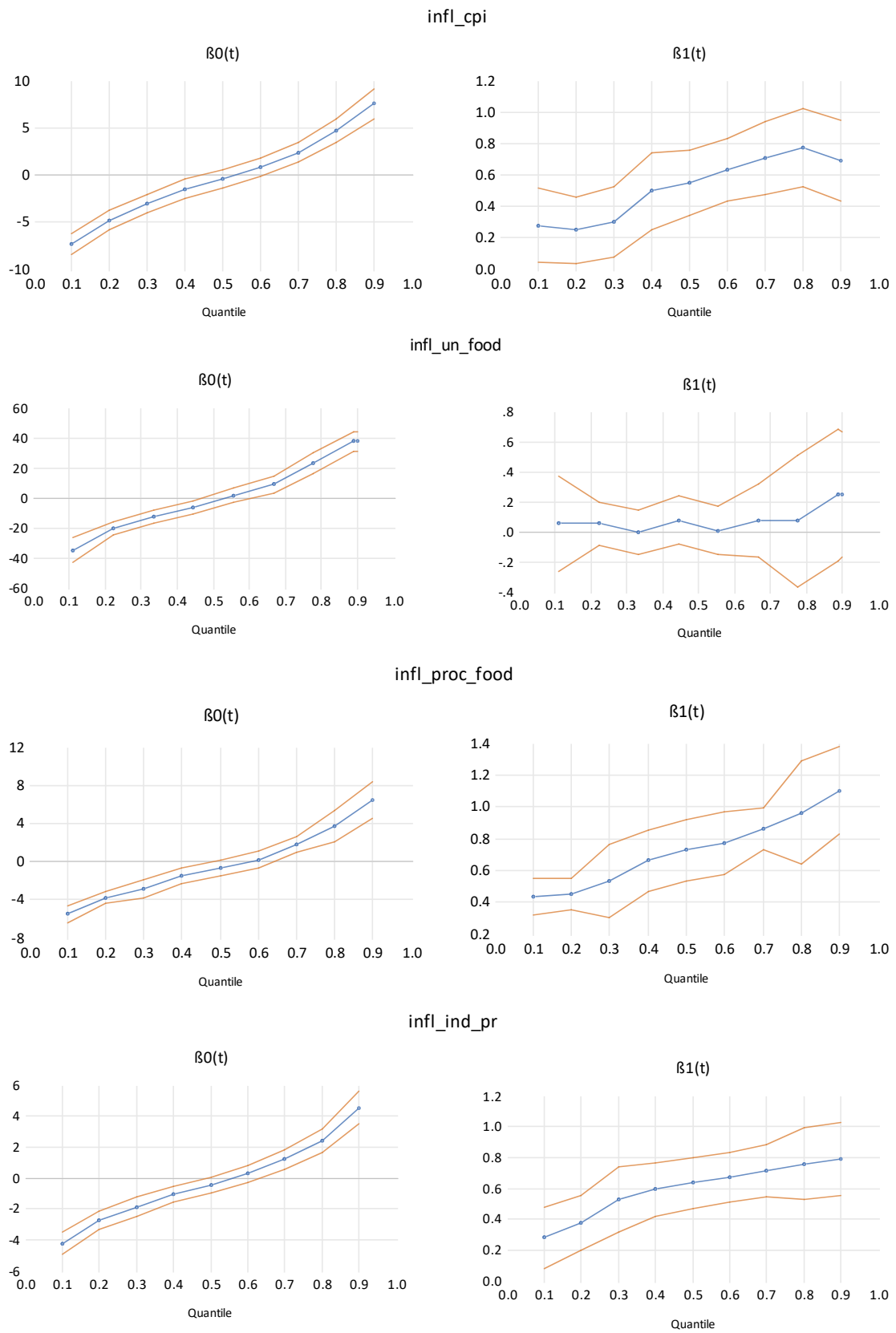
2. За разлику од цена непрерађене хране, за цене прерађене хране уочава се већи степен перзистентности, па се хипотеза о постојању јединичног корена с нивоом значајности од 5% не може одбацивати већ почев од квантила реда 0,6;

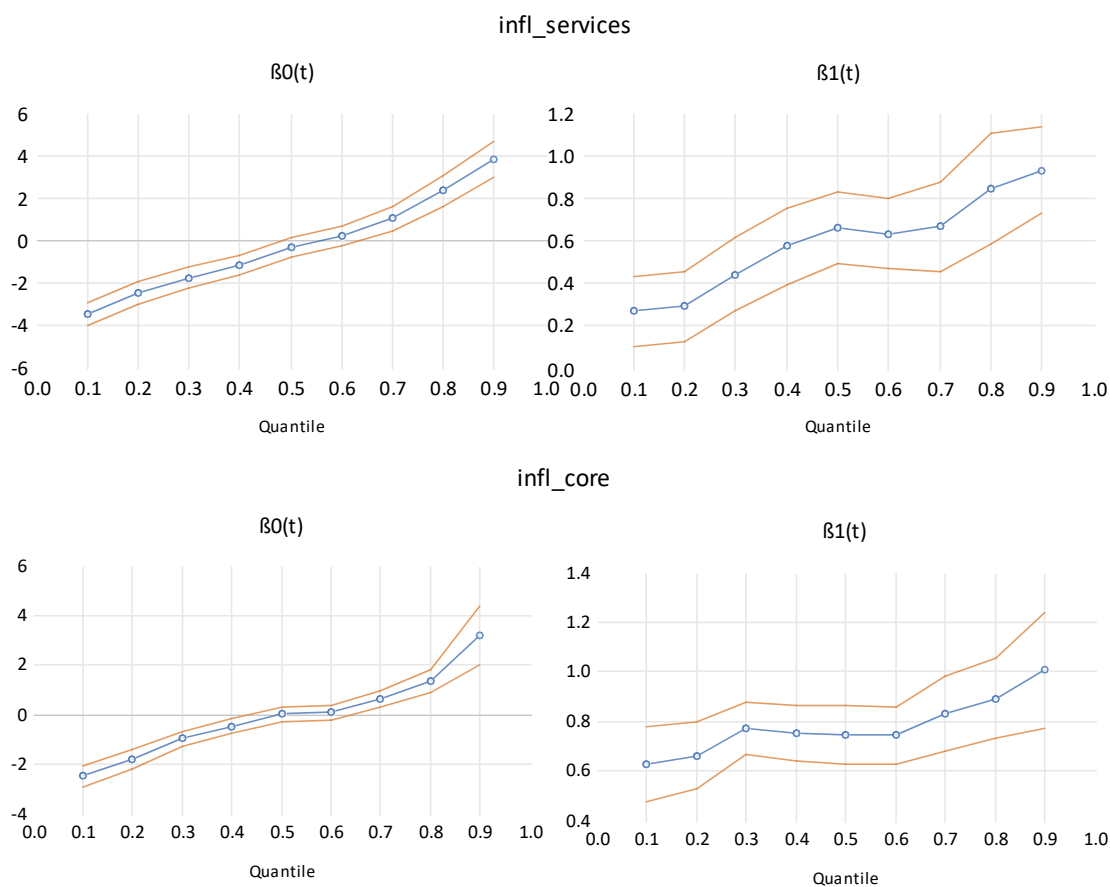
3. Базну инфлацију карактерише већи степен перзистентности од укупне инфлације, при чему је већи степен перзистентности карактеристичан за цене услуга у поређењу с ценама индустријских непрехрамбених производа;

4. Када је реч о укупној инфлацији, мереној индексом потрошачких цена, с нивоом значајности од 5% не може се одбацивати нулта хипотеза о постојању јединичног корена за квантиле реда 0,7 и 0,8, док у случају високих стопа инфлације ипак долази до бржег повратка на равнотежни ниво;

5. *QKS* тест одбацује хипотезу о постојању јединичног корена при нивоу значајности од 1% за све показатеље инфлације, указујући на то да су све ове серије генерално стационарне, што је у складу с резултатима *DF-GLS* теста приказаним у Табели 1.

Графикон 2. Оцењени параметри β_0 и β_1 за различите квантиле и 95% интервал поверења





Израчунали смо и брзину враћања инфлације и њених компонената условној средини за сваки квантил, HL , који се добија по следећој формули:

$$HL(\tau) = \frac{\log(0,5)}{\log(\beta_1(\tau))}$$

Табела 3. Вредности HL по квантилима за различите показатеље инфлације

	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
infl_cpi	2,34	2,16	2,48	4,31	5,00	6,53	8,75	11,63	8,14
infl_un_food	0,74	1,22	0,92	1,31	1,45	,,,	1,54	2,13	2,20
infl_proc_food	3,58	3,78	4,75	7,29	9,36	11,58	20,49	75,31	***
infl_ind_pr	2,37	3,05	4,73	5,71	6,57	7,54	8,93	10,92	12,78
infl_services	2,28	2,43	3,67	5,40	7,32	6,57	7,37	18,04	41,90
infl_core	6,40	7,29	11,69	10,51	10,13	10,18	15,97	26,21	***

Резултати приказани у Табели 3 упућују на следеће закључке:

1. Најбржи повратак ка просечној вредности јавља се за квантиле реда 0,1 и 0,2 и износи око једног месеца у случају цена непрерађене хране, док је најдужи период повратка забележен код базне инфлације и износи око шест месеци;

2. Цене прерађене хране и базну инфлацију карактерише најспорији повратак ка просечној вредности. За више квантиле период повратка траје знатно дуже од годину дана, а при највишем, 0,9. квантилу, повратак је недефинисан;

3. У случају укупне инфлације, при вишим квантилима повратак инфлације на просечни ниво траје између осам и дванаест месеци.

Како присуство структурних ломова може да промени динамику инфлације, у наставку анализе спровели смо тест *Bai* и *Perron* (2003) који омогућава тестирање већег броја структурних ломова у кретању неке серије. Овај тест је детектовао два структурна лома у кретању укупне инфлације у Србији, и то у новембру 2012. и марту 2021. године. Први структурни лом означава прелаз из периода високе и волатилне инфлације у период ниске инфлације, чему су допринели и ниски трошковни притисци из међународног окружења, али и ефекти релативно ниске домаће тражње, укључујући и период фискалне консолидације, као и обезбеђена релативна стабилност девизног курса и усидрена инфлациона очекивања. Други структурни лом односи се на период повећања инфлације на глобалном нивоу, који је био последица наглог раста тражње изазваног отварањем економија после прве фазе пандемије вируса корона, затим застоја у глобалним ланцима снабдевања и раста светских цена енергената и хране, додатно појачан избијањем конфликта у Украјини. У случају базне инфлације детектована су такође два структурна лома – у фебруару 2013. године и септембру 2021. године – који се, у принципу, односе на исте факторе, при чему обично прво реагује укупна, а затим базна инфлација.

Табела 4. Тест *Bai* и *Perron* (2003) структурног лома за укупну и базну инфлацију

infl_cpi			infl_core		
Тест структурног лома	F-статистика	Критична вредност**	Тест структурног лома	F-статистика	Критична вредност**
0 vs. 1 *	11,44	8,580	0 vs. 1 *	17,13	8,580
1 vs. 2 *	15,89	10,130	1 vs. 2 *	33,26	10,130
2 vs. 3	10,95	11,140	2 vs. 3	6,57	11,140
Датум структурног лома:			Датум структурног лома:		
1	2012M11		1	2013M02	
2	2021M03		2	2021M09	

* Значајност на нивоу од 5%, примењена Newey-West оцена варијансе.

Када се затим спроведе квантилни тест јединичног корена тако што се узме у обзир постојање ових структурних ломова, који се моделирају кроз одговарајуће вештачке променљиве, серија укупне инфлације коригује се на следећи начин: $y_t = \pi_t - \hat{\mu}_t - D_{2012M11} - D_{2021M}$, а серија базне инфлације: $y_t = \pi_t - \hat{\mu}_t - D_{2013M} - D_{2021M9}$.

Резултати анализе квантилног теста јединичног корена указују на то да се у случају свих анализираних квантила и код базне и укупне инфлације одбацује нулта хипотеза о постојању јединичног корена. Истовремено, потврђује се и у овом случају да већи позитивни шокови имају већи утицај на постојаност укупне и базне инфлације од негативних. Ипак, оцењени ауторегресиони коефицијенти нижи су него у моделу који

не узима у обзир ефекат структурних ломова. То јасно указује на то да је перзистентност инфлације била повећана након пандемије вируса корона, као и да је била већа у првим годинама анализираног периода.

Табела 5. Резултати квантилног теста јединичног корена за укупну и базну инфлацију контролисану за ефекте структурних ломова

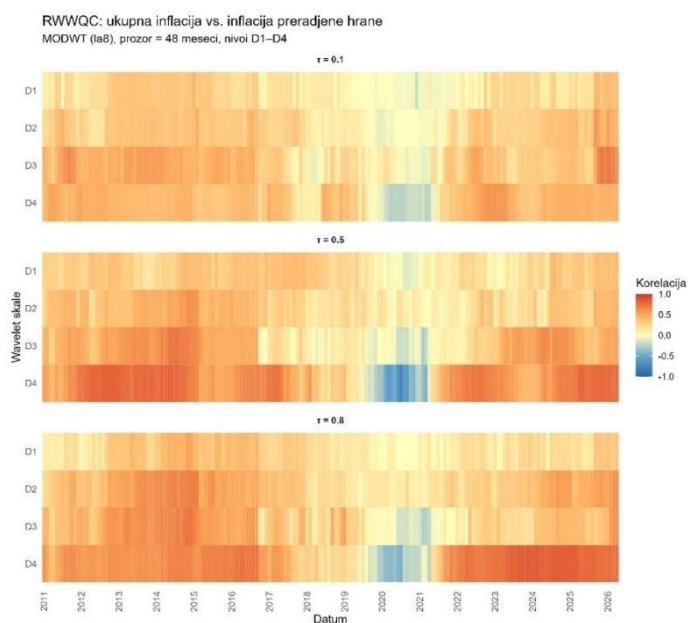
		0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
infl_cpi	$\beta_0(\tau)$	-6,416***	-5,096***	-3,013***	-1,551***	-0,566	0,840***	2,427***	4,509***	7,325***
	$\beta_1(\tau)$	0,071***	0,073***	0,226***	0,319***	0,401***	0,482***	0,553***	0,493***	0,65***
	QKS					11,44***				
infl_core	$\beta_0(\tau)$	-7,053***	-4,897***	-3,274***	-1,229**	-0,015	1,052**	2,871***	4,978***	6,865***
	$\beta_1(\tau)$	0,007***	0,134***	0,253***	0,376***	0,452***	0,508***	0,583***	0,552***	0,624***
	QKS	10,63***								

Напомена: *** означава статистичку значајност теста на 1%; ** статистичку значајност на нивоу 5%, а * статистичку значајност на нивоу 10%. За тестирање значајности $\beta_0(\tau)$ користи се t тест, а за тестирање значајности $\beta_1(\tau)$ ln (t).

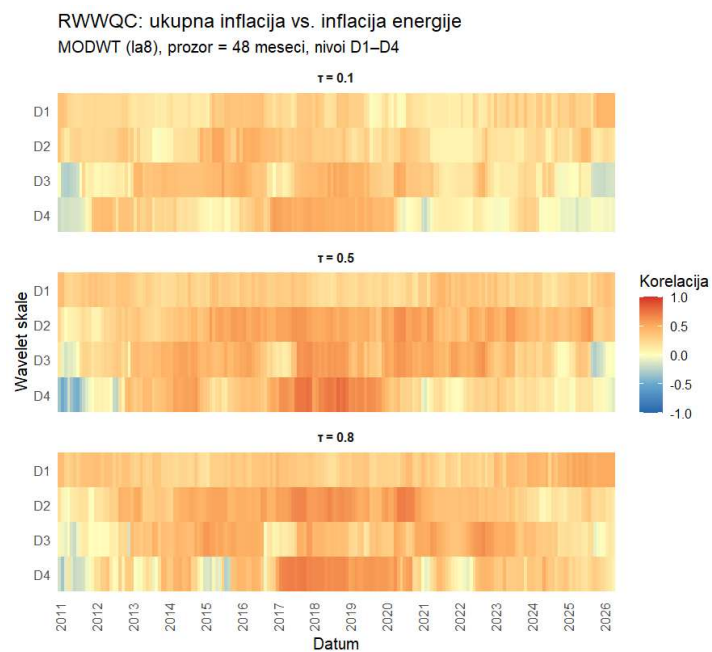
У последњем кораку анализе, како бисмо испитали динамичку зависност перзистентности укупне инфлације од њених компонената методом *RWWQC*, израчуната је корелација између укупне инфлације и њених компонената – цена прерађене хране, цена енергије и базне инфлације. У анализи је коришћен покретни прозор величине 48 месеци, с четири скале за таласни ниво трансформације које раздвајају краткорочне од дугорочних фреквенција, где се *D1* односи на период од једног до два месеца, *D2* на период од два до осам месеци, *D3* на период од осам до 16 месеци и *D4* на период дужи од 16 месеци до 32 месеца. Праћена је корелација за $\tau = 0,1$, $\tau = 0,5$ и $\tau = 0,8$. Резултати су приказани графички, путем тзв. топлотних мапа (*heat map*).

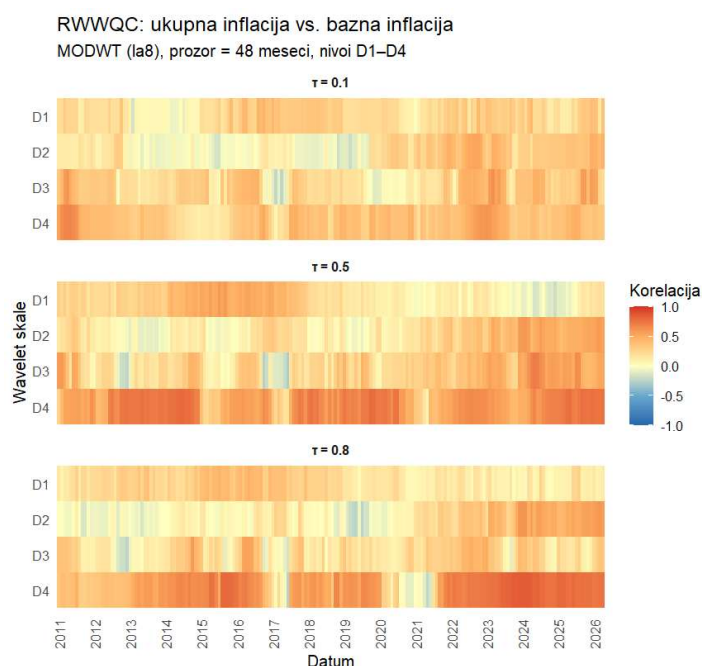
Резултати показују да је корелација између укупне инфлације и цена прерађене хране најјача за више квантиле дистрибуције, тј. када су присутни јачи позитивни инфлаторни шокови. Такође, корелација је најјача за ниво резолуције *D4*, тј. када се посматрају дугорочније фреквенције. Најмањи степен корелације забележен је у периоду 2017–2020. године, с тим да је у првој фази пандемије, тј. током 2020. године, био чак и негативан, док је најјача корелација забележена у постпандемијском периоду, односно током периода 2022–2024. године.

Графикон 3. Резултати *RWWQC* за укупну инфлацију и промене цена прерађене хране



Графикон 4. Резултати *RWWQC* за укупну инфлацију и промене цена енергије



Графикон 5. Резултати *RWWQC* за укупну инфлацију и базну инфлацију

Корелација укупне инфлације и цена енергије (Графикон 4) мања је него корелација укупне инфлације с ценама прерађене хране, с тим да и у овом случају није изражена асиметрија у смислу тога да је корелација најјача за више квантиле дистрибуције, мада се и овде показује да је већа за дугорочније него за краткорочне фреквенције посматрања. Код базне инфлације показује се врло сличан образац понашања као код цена прерађене хране – већа корелација укупне и базне инфлације бележи се за више квантиле дистрибуције, као и за дугорочније фреквенције. Такође, највећи степен корелације уочава се у периоду након 2022. године.

4. Закључак

У раду је истраживана динамика инфлације у Србији у периоду од јануара 2007. године закључно са априлом 2026. године, коришћењем квантилног ауторегресионог модела и квантилних тестова јединичног корена. Употребом ове методологије откривене су одређене асиметрије у механизмима прилагођавања инфлације равнотежном нивоу у зависности од интензитета самог шока и његовог смера.

У анализи је утврђено да и знак и величина шокова значајно утичу на брзину прилагођавања инфлације дугорочној равнотежи. Негативни инфлациони шокови брже се враћају на средњу вредност, док снажни позитивни шокови за последицу имају већу перзистентност инфлације.

Доказано је да је у случају Србије у посматраном периоду инфлација тежила да се врати на равнотежни ниво, с тим да то прилагођавање није истог интензитета по категоријама инфлације. На пример, цене непрерађене хране показују најмањи степен перзистентности, тј. период враћања на просек је релативно кратак. С друге стране,

базну инфлацију карактерише већи степен перзистентности, поготово у вишим квантилима дистрибуције. Када је реч о укупној инфлацији, не може се одбацити нулта хипотеза о постојању јединичног корена за квантиле реда 0,7 и 0,8, док се у случају највиших стопа инфлације инфлација ипак брже враћа на равнотежни ниво, што је важан закључак за креаторе монетарне политике у погледу одређивања јачине реакције монетарне политике у периодима раста инфлације.

Тест *Bai* и *Perron* показао је два структурна лома у кретању укупне инфлације у Србији – у новембру 2012. године и марту 2021. године. Први структурни лом означио је прелаз из периода високе и волатилне инфлације у период ниске инфлације, док се други лом односи на период повећања инфлације на глобалном нивоу услед наглог раста тражње изазваног отварањем економија после прве фазе пандемије вируса корона. Резултати анализе показују да је перзистентност инфлације повећана након пандемије вируса корона.

Генерални закључак анализе перзистентности инфлације у Србији применом квантилне ауторегресионе анализе показује да инфлација тежи да се врати на свој равнотежни ниво, да тај процес траје одређено време у зависности од јачине инфлационог шока, али и да је перзистентност инфлације последњих година повећана не само као последица кризе повезане с пандемијом вируса корона већ и као резултат продуженог амбијента глобалне неизвесности који се одражава на више цене енергената и примарних производа.

Важност налаза анализе за монетарну политику може се посматрати из више углова. Потврђује се да одговор монетарне политике не мора бити исти у случају позитивних и негативних шокова. Резултати показују да је агресивнија реакција најчешће потребна у случају када је инфлација изнад циља, с обзиром на већу постојаност позитивних шокова. Самим тим, централне банке треба да делују и превентивно у случају позитивних шокова, пре него што се ризици реализују у виду повишене инфлације. Реакција не мора бити нужно повећањем каматних стопа, већ може подразумевати појачану комуникацију, указивање на ризике и обуздавање инфлационих очекивања.

Посебна важност модела огледа се у доказивању постојаности асиметричног обрасца перзистентности инфлације, што може указивати на то да је оваква динамика инфлације уједно и њена важна карактеристика, што потврђују и резултати анализа у другим радовима који су се бавили различитим земљама и регионима. Самим тим, повећава се број аргумената за разматрање асиметричног одговора монетарне политике у зависности од врсте и смера инфлационог шока.

Резултати корелационе анализе применом једне од најсавременијих метода – методе квантилне корелације покретних прозора и таласне трансформације, *RWWQC* – за укупну месечну ануализовану инфлацију и месечне ануализоване промене цена прерађене хране и базне инфлације указују на то да је корелација јача за више квантиле, тј. при јачим позитивним инфлационим шоковима, као и да је јача ако се посматра на дужи рок у односу на краткорочне промене. Најмањи степен корелације забележен је у периоду 2017–2020. године, с тим да је у првој фази пандемије, тј. током 2020. године, корелација чак била и негативна, док је најјача корелација забележена у

постпандемијском периоду, односно током 2022–2024. године. Веза између укупне инфлације и цена енергије није тако јака и изражена за позитивне шокове.

Литература

- Altissimo, F., M. Ehrmann and F. Smets (2006). Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area: a summary of the IPN evidence". *Ocasional paper series*, no 46, June.
- Bai, J. and P. Perron (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18, 1–22.
- Benati, L. (2008). Investigating inflation persistence across monetary regimes. *Quarterly Journal of Economics* 123, 1005–1060.
- Cecchetti, S. G. and G. Debelle (2006). Has the inflation process changed?, *Economic Policy* April 2006, 311–35.
- Cicek, S. and C. Akar (2013). The asymmetry of inflation adjustment in Turkey. *Economic Modelling*, 31, 104–118.
- Darvas, Z., and B. Varga, (2014). Inflation persistence in central and eastern European countries. *Applied Economics*, 46(13), 1437–1448.
- Elliott, G., T. J. Rothemberg, and J. H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813–836.
- Franta, M., B. Saxa, and K. Šmidkova, (2009). The Role of Inflation Persistence in the New EU Member States. In *What Drives Inflation in the New EU Member States*, 11–24. Brussels: European Commission.
- Fuhrer, J. C. (2011). Inflation persistence in B. Friedman and M. Woodford (eds.). *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3A, Elsevier, North-Holland.
- Gaglianone, W. P., O. T. de Carvalho Guillén, and F. M. R. Figueiredo, (2018). Estimating inflation persistence by quantile autoregression with quantile-specific unit roots. *Economic Modelling*, Volume 73, June 2018, pp. 407–430.
- Galvao, A. F. (2009). Unit root quantile autoregression testing using covariates. *Journal of Econometrics* 152, 165–178.
- Ghosh, T. and Y. Ajit (2025). A Historical Perspective on India's Inflation Persistence: A Quantile Analysis", <https://doi/10.1515/snde-2024-0078/html>.
- Koenker, R. and G. W. Bassett (1978). Regression quantiles. *Econometrica* 46, 33–50. [35]
- Koenker, R. and Z. Xiao (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association* 99, 775–787.
- Koenker, R. and Z. Xiao (2006). Quantile autoregression. *Journal of the American Statistical Association* 101, 980–1006.
- Levin, A. T. and J. Piger. Is Inflation Persistence Intrinsic In Industrial Economics?. *Federal Reserve Bank of St. Louis working paper* no. 2002–03, 2002.
- Lopez C, Papell DH (2012). Convergence of euro area inflation rates. *J Int Money Finance* 31(6):1440–1458.
- Meller, B. and D. Nautz (2012). Inflation persistence in the Euro area before and after the European Monetary Union. *Economic Modelling*, Volume 29, Issue 4, July 2012, pp. 1170–1176.
- Mladenović, Z. A. Nojković (2012). Inflation Persistence in Central and Southeastern Europe: Evidence from Univariate and Structural Time Series Approaches, *Panoeconomicus*, 2012, 2, Special Issue, pp. 235–266 Received: 28 July 2011; Accepted: 9 March 2012.

- Quineche, R., J. Aguilar and R. Garibay, (2026). Asymmetric Inflation Persistence in Latin America: Evidence from Chile, Colombia, and Peru Using Quantile Autoregression Analysis. *Latin American Economic Review*, Vol 37.
- Phiiri, A., (2018). Inflation persistance in BRICS countries: A quantile autoregressive (QAR) approach. *Business and Economic Horizons, Prague Development Center (PRADEC)*, vol. 14(01), January.
- Pivetta, F. and R. Reis (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 1326–1358.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* 44, 1389–1408.
- Tillmann P. and M. H. Wolters (2014). The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach. *Kiel Working Paper* No. 1951 | August 2014.
- Tsong, C-C and C. Lee (2011). Asymmetric inflation dynamics: evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33, 668–680.
- Stock, J.H. and M. Watson, (2007). Has inflation become harder to forecast?. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39, 3–34.

СТРУЧНИ РАДОВИ

ЕКОНОМЕТРИЈСКА АНАЛИЗА ДЕТЕРМИНАНТИ ДЕВИЗНИХ РЕЗЕРВИ НАРОДНЕ БАНКЕ СРБИЈЕ: ИМПЛИКАЦИЈЕ ЗА ОЧУВАЊЕ ФИНАНСИЈСКЕ СТАБИЛНОСТИ И ОТПОРНОСТ НА ЕКСТРЕМНЕ МАКРОЕКОНОМСКЕ ШОКОВЕ

Ђорђе Поломчић, Дарко Ковачевић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за финансијску стабилност

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Економетријска анализа детерминанти девизних резерви Народне банке Србије: импликације за очување финансијске стабилности и отпорност на екстремне макроекономске шокове

Ђорђе Поломчић, Дарко Ковачевић

Апстракт: Циљ овог рада је анализа детерминанти и динамике условне волатилности бруто девизних резерви Народне банке Србије, са освртом на институционалну отпорност на системске ризике. Примењени методолошки оквир обухвата линеарне и нелинеарне ауторегресионе моделе распоређених доцњи. Ови модели омогућавају истовремену оцену дугорочних и краткорочних ефеката кључних макроекономских детерминанти, монетарног агрегата М3, страних директних инвестиција и степена динаријације пласмана. Профил ризика испитан је применом *GARCH(1,1)* спецификације, укључујући претпоставку о Студентовој *t*-расподели, док је институционална отпорност оцењена условним макроекономским стрес-тестом заснованим на теорији екстремних вредности и Монте Карло симулацијама кроз 15.000 итерација. Резултати граничног теста потврђују стабилан коинтеграциони однос. Канал монетарног агрегата М3 има најизраженији позитиван утицај на акумулацију девизних резерви. Анализа динамике динаријације потврђује ефикасност усвојене Стратегије динаријације, будући да раст удела динарских пласмана ублажава изложеност девизном ризику и оптимизује потребу за држањем превентивних девизних резерви. Испитивање условне волатилности указује на одсуство феномена груписања волатилности, што потврђује ефикасност стерилизације ликвидности од стране централне банке. Истовремено, статистички значајна примена Студентове *t*-расподеле потврђује присуство „тежких репова” у расподели резидуала, што указује на изложеност система ретким, али снажним екстремним шоковима. Симулације екстремних догађаја показују да би при нивоу поверења од 99% максимални кумулативни одлив износио 5,27 милијарди евра, при чему би систем задржао више него довољан ниво нето ликвидности. Ови налази недвосмислено потврђују високу отпорност домаће монетарне политике и очување дугорочне стабилности девизног курса.

Кључне речи: девизне резерве, финансијска стабилност, *ARDL/NARDL* модели, *Student-t GARCH*, макроекономско стрес-тестирање.

[JEL Code]: C22, E58, F21, F31

Нетехнички резиме

Овај рад пружа систематичан увид у детерминанте и адекватност бруто девизних резерви Народне банке Србије, које су се током посматраног периода потврдиле као главни стуб и заштитни механизам макроекономске стабилности земље. Анализа потврђује да је континуирани раст девизних резерви директно повезан с кретањем монетарног агрегата М3, чију је експанзију централна банка неутралисала правовременим и проактивним интервенцијама на девизном тржишту. Овакав стратешки приступ омогућио је успешно сузбијање спекулативних притисака и очување стабилности курса динара, трансформишући монетарни раст у ојачане одбрамбене капацитете целокупног финансијског система.

Поред монетарних чинилаца, динамику девизних резерви значајно обликују токови страних директних инвестиција, чији циклуси, од увозних потреба у почетним фазама до репатријације профита у зрелој фази, намећу потребу за одржавањем виших нивоа девизне ликвидности. С друге стране, емпиријски налази пружају снажну потврду оправданости Стратегије динаријације. Повећано учешће динарских пласмана суштински ограничава ризике по сектор привреде и становништва и смањује потребу за акумулацијом прекомерних превентивних средстава, чиме се директно минимизирају опортунитетни трошкови њиховог држања.

Коначно, квантитативна евалуација отпорности система, заснована на нивоу девизних резерви од 29,0 милијарди евра на крају 2025. године и резервама злата од рекордних 52,5 тона, демонстрира способност девизних резерви да апсорбују екстремне спољне шокове. Сprovedено стрес-тестирање, које симулира хипотетичке кризне сценарије, показује да би чак и у случају екстремних, синхронизованих и истовремених шокова, максимални кумулативни одлив износио 5,2 милијарде евра. Чињеница да Народна банка Србије, након тако снажног ударног таласа, суверено задржава више од 23,8 милијарди евра расположиве ликвидности, представља емпиријску потврду да су девизне резерве и стабилност девизног курса дугорочно и економски одрживи.

Садржај:

1. Увод.....	36
2. Методолошки оквир економетријског моделирања и полазна спецификација <i>ARDL</i> модела.....	38
2.1. Испитивање својстава временских серија	38
2.2. Спецификација полазног <i>ARDL</i> модела и емпиријски резултати примарне регресије	39
3. Коинтеграциона анализа и тест граничних вредности.....	42
3.1. Тест граничних вредности	42
3.2. Дугорочна динамика и мултипликатори.....	43
3.3. Краткорочна динамика и модел с корекцијом равнотежне грешке	45
4. Испитивање структуралне стабилности параметара.....	47
5. Нелинеарни <i>ARDL</i> (<i>NARDL</i>) модел и асиметрични ефекти с стратегије динаризации	50
6. Моделирање условне волатилности	53
7. Макроекономско стрес-тестирање и квантификација ризика од екстремних догађаја	55
7.1. Конструкција стрес-сценарија и методолошки оквир Монте Карло симулација.....	55
7.2. Емпиријски резултати стохастичких симулација и валоризација отпорности девизних резерви	59
8. Закључак.....	61
Литература	63

1. Увод

Анализа детерминанти и динамике девизних резерви представља једно од фундаменталних питања макроекономске стабилности мале, отворене економије, посебно у условима изражене увозне зависности и високог степена евроизације. Савремени макроекономски амбијент Републике Србије карактерише динамично окружење, обележено глобалним геополитичким тензијама, фрагментацијом ланаца снабдевања и рестриктивним прилагођавањима монетарних политика водећих централних банака. У таквим околностима, повећана аверзија инвеститора према ризику и волатилност цена примарних производа тестирају флексибилност домаћег економског система (Calvo, 1998). У условима повишене глобалне неизвесности, девизне резерве не представљају само класичан показатељ екстерне ликвидности већ и примарни макроекономски штит од спољних шокова, гарант финансијске стабилности и кључни инструмент за очување поверења у националну валуту. Руководећи се начелима ликвидности и сигурности, Народна банка Србије користи девизне резерве као један од кључних механизма за очување релативне стабилности курса динара, измирење иностраних обавеза, као и за амортизовање системских платнобилансних неравнотежа у случају потенцијалних криза. **На крају 2025. године, бруто девизне резерве Народне банке Србије биле су на изразито високом нивоу од 29,0 милијарди евра (односно 24,6 милијарди евра у нето износу), подржане историјским максимумом резерви злата од 52,5 тона (што у противвредности износи 6,2 милијарде евра и чини 21,4% укупне бруто активе).**

Свеобухватна оцена адекватности девизних резерви, заснована на традиционалним и композитним показатељима, потврђује да бруто девизне резерве Народне банке Србије у потпуности подржавају макроекономски амбијент и стабилност домаћег финансијског система, будући да вредност сваког појединачног показатеља превазилази све утврђене међународне референтне минимуме и оптималне прагове адекватности. Специфично конструисани интерни показатељ „права мера за Србију” додатно потврђује високу сигурност система на шокове који директно рефлектују унутрашњу структуру дуга и потенцијалне одливе девизних и динарских депозита привреде и становништва. Истовремено, стрес-тест модел Жан-Рансијер (Jeanne & Rancière, 2006) емпиријски доказује да екстерна позиција земље поседује снажну отпорност на истовремено деловање вишеструких фактора и нагли прекид прилива капитала, обезбеђујући очување финансијске стабилности, чак и под претпоставкама најконзервативнијих стрес-сценарија и ризика од екстремних догађаја минималне вероватноће у смислу концепта „црног лабуда” (Taleb, 2007; Народна банка Србије, 2025).

Међутим, иако ови традиционални модели пружају квантитативну потврду адекватности, они по својој природи нуде претежно статичку слику услед ослањања на унапред калибрисане параметре и не обухватају динамичка, нелинеарна прилагођавања у реалном времену, што у потпуности оправдава примену напреднијих динамичких економетријских модела. Намера истраживања проистиче из потребе да се на основу

емпиријских месечних података у узорку од јануара 2008. до децембра 2025. године прецизно квантификује природа дугорочних и краткорочних односа између бруто девизних резерви и њихових главних макроекономских детерминанти. Емпиријски фокус је усмерен на динамички утицај три кључна канала трансмисије: монетарног агрегата М3, страних директних инвестиција (СДИ) изражених као учешће у бруто домаћем производу (БДП) и степена динаризације пласмана одобрених сектору становништва и привреди – **чија евалуација уједно представља директну емпиријску потврду дугорочне успешности Стратегије динаризације Народне банке Србије** (Народна банка Србије, 2025), **с обзиром на то да раст учешћа динарских депозита и пласмана системски ублажава изложеност сектора привреде и становништва девизном ризику.**

Да би се превазишао изазов нестационарности серија (*Dickey & Fuller, 1979; Zivot & Andrews, 1992*) и избегао феномен лажне регресије, а да се притом не изгубе дугорочне информације о равнотежним нивоима, у раду се примењује савремени економетријски приступ линеарног (*Pesaran et al., 2001*) и нелинеарног ауторегресионог модела распоређених доцњи (*Shin et al., 2014*). Поред испитивања дугорочног коинтеграционог односа, који је додатно валидиран применом коинтеграционих тестова за једначине (*Banerjee, Dolado & Mestre, 1998*), профил условне волатилности и ризика девизних резерви анализиран је помоћу *Student-t GARCH* (1,1) спецификације (*Danielsson, 2011*). Поред наведеног, ради макроекономског стрес-тестирања отпорности на системске ризике од екстремних догађаја, у раду је спроведен условни макроекономски стрес-тест заснован на расподели екстремних вредности (*EVT-GEV*) кроз 15.000 стохастичких Монте Карло симулација (*McNeil and Frey, 2000; Coles, 2001*) на дванаестомесечном хоризонту пројекције. Тиме истраживање пружа заокружену емпиријску анализу успешности монетарне политике и Стратегије динаризације Народне банке Србије.

Структура рада је организована на следећи начин. Након уводног излагања о значају девизних резерви, у другом одељку је детаљно приказан методолошки оквир економетријског моделирања, који обухвата испитивање својстава временских серија и спецификацију полазног *ARDL* модела. Трећи одељак је посвећен коинтеграционој анализи и тесту граничних вредности, уз фокус на процену дугорочних мултипликатора и краткорочне динамике путем модела с корекцијом равнотежне грешке. У четвртом одељку се испитује структурна стабилност параметара. Пети одељак анализира нелинеарне (асиметричне) ефекте стратегије динаризације и монетарних шокова кроз *NARDL* модел. У шестом одељку моделира се условна волатилност девизне aktive коришћењем *GARCH*(1,1) спецификације, укључујући претпоставку о Студентовој *t*-расподели, уз пратећу дијагностику нормалности резидуала (*Jarque & Bera, 1987*). Седми одељак приказује резултате макроекономског стрес-тестирања, заснованог на *GEV* дистрибуцији и стохастичким Монте Карло симулацијама екстремних ризика. Рад се завршава сумираним закључцима и прегледом коришћене литературе.

2. Методолошки оквир економетријског моделирања и полазна спецификација *ARDL* модела

2.1. Испитивање својстава временских серија

Пре саме спецификације динамичког *ARDL* модела, методолошки је императив извршити формалну проверу реда стационарности сваке појединачне серије како би се искључила могућност присуства $I(2)$ процеса. За прецизно утврђивање реда интеграције варијабли примењен је проширени Дики–Фулеров тест јединичног корена (*Augmented Dickey-Fuller – ADF*) (Dickey & Fuller, 1979). За варијабле у нивоима које испољавају изражен временски тренд (брuto девизне резерве и монетарни агрегат М3) тест је спроведен уз укључену константу и детерминистички тренд, док је за остале серије у нивоима (СДИ као учешће у БДП-у и динаризација пласмана), као и све варијабле у првим диференцијама, коришћена спецификација са укљученом константом. Оптимални број временских помака одређен је аутоматски на основу Бајесовог информационог критеријума (*Bayesian Information Criterion – BIC*).

Табела 1. Резултати проширеног Дики–Фулеровог теста јединично корена

Варијабла	Облик серије	Спецификација модела	<i>ADF</i> статистика	<i>p</i> -вредност
Бруто девизне резерве	Ниво	Константа + детерминистички тренд	–1,7237	0,7375
	Прва диференца	Константа	–11,6504	0,0000***
Монетарни агрегат М3	Ниво	Константа + детерминистички тренд	–1,5535	0,8079
	Прва диференца	Константа	–15,6178	0,0000***
Стране директне инвестиције	Ниво	Константа	–6,0808	0,0000***
Динаризација пласмана	Ниво	Константа	–0,9038	0,7857
	Прва диференца	Константа	–6,5889	0,0000***

Напомена: *** означава одбацивање нулте хипотезе о постојању јединичног корена и присуство стационарности на нивоу значајности од 1%.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Емпиријски резултати спроведеног *ADF* теста, који су приказани у Табели 1, откривају различита стохастичка својства анализираних макроекономских серија. **СДИ представљају једину променљиву која постиже пуну стационарност већ на својим изворним нивоима**, што потврђује изразито ниска *p*-вредност. Овај исход указује на то да серија СДИ прати процес реда интеграције $I(0)$, што рефлектује сразмерно брзо враћање ове серије на свој дугорочни просек након привремених шокова.

Насупрот томе, бруто девизне резерве, монетарни агрегат М3 и степен динаризације пласмана показују изражену нестационарност у нивоима, што имплицира снажну компоненту перзистентности и дугорочни тренд кретања. Међутим, након примене

оператора прве диференце, све три варијабле успешно прелазе у стационарно стање, чиме је верификовано да је реч о процесима првог реда интеграције, односно $I(1)$ серијама.

Ови конзистентни дијагностички резултати потврђују да су кључне варијабле интегрисане реда нула или један, чиме је искључено присуство процеса који су интегрисани другог реда у систему, што потврђује методолошку оправданост коришћења *ARDL/NARDL* методологије и теста граничних вредности (*Bounds testing*).

2.2. Спецификација полазног *ARDL* модела и емпиријски резултати примарне регресије

Након што је претходним дијагностичким тестовима потврђен адекватан ред интеграције временских серија, поставља се општи линеарни *ARDL* модел у нивоима. Овај полазни динамички модел поставља се у следећем облику:

$$\ln(FXR_t) = c + \sum_{i=1}^p \phi_i \ln(FXR_{t-i}) + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1,j} \ln(M3_{t-j}) + \sum_{k=0}^{q_2} \beta_{2,k} FDI_{t-k} + \sum_{m=0}^{q_3} \beta_{3,m} DIN_{t-m} + \varepsilon_t$$

где дефинисани симболи означавају:

- $\ln(FXR_t)$ – природни логаритам месечног нивоа бруто девизних резерви Народне банке Србије у тренутку t (зависна варијабла);
- c – константа модела;
- $\ln(M3_t)$ – природни логаритам месечног нивоа монетарног агрегата МЗ;
- FDI_t – учешће месечног нето прилива СДИ у месечном БДП-у;
- DIN_t – учешће пласмана одобрених сектору становништва и привреди деноминованих у динарима у укупним пласманима одобрених сектору становништва и привреди на месечном нивоу;
- i, j, k, m – оптимални временски помаци за зависну и независне варијабле, респективно;
- $\phi_i, \beta_{1,j}, \beta_{2,k}, \beta_{3,m}$ – краткорочни динамички коефицијенти који прате утицај временских помака;
- ε_t – бели шум.

Будући да се званични подаци о БДП-у објављују на тромесечном нивоу, а да економетријски модел захтева месечну фреквенцију свих анализираних варијабли, извршена је дезагрегација тромесечног БДП-а на месечни ниво применом стандардне Чов–Линове методе (*Chow & Lin, 1971*). Као високофреквентни индикатор (помоћна серија) у процедури интерполације коришћена је месечна серија индекса индустријске

производње, с обзиром на то да представља најпоузданији месечни индикатор привредне активности у Републици Србији. Оваквим приступом обезбеђена је пуна рачуноводствена конзистентност, при чему је збир три дезагрегиране месечне вредности једнак званичном тромесечном БДП-у, уз очување реалне месечне динамике привредног циклуса. Коначно, варијабла је дефинисана као учешће месечних нето прилива СДИ у тако добијеном месечном БДП-у, чиме је извршена релативизација прилива у односу на величину привреде и елиминисан ефекат обима.

Кључни корак у конструкцији овог модела јесте прецизна детерминација оптималног броја временских помака за сваку варијаблу појединачно. У ту сврху спроведен је алгоритам систематске претраге кроз простор комбинација (*grid search*), вођен ригорозном минимизацијом Бајесовог информационог критеријума (*Wooldridge*, 2021). Овај критеријум је одабран због своје особине да оштрије кажњава велики број параметара модела у односу на друге информационе критеријуме, чиме се обезбеђује принцип парсимоније и елиминише ризик од претераног прилагођавања модела узорку (*overfitting*).

Поменути *BIC* критеријум је издвојио *ARDL(1, 1, 1, 0)* као најоптималнију спецификацију. Добијени резултат указује на то да текући ниво бруто девизних резерви садржи изражену компоненту инерције (зависност од првог претходног месеца), али и да правовремено реагује на једномесечне помаке у новчаној маси и СДИ, као и на текуће промене у степену динаризаације пласмана. Спецификација модела представљена је на следећи начин:

$$\ln(FXR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(FXR_{t-1}) + \beta_2 FDI_{t-1} + \beta_3 \ln(M3_t) + \beta_4 \ln(M3_{t-1}) + \beta_5 DIN_t + \varepsilon_t$$

Емпиријски резултати оцењивања полазне *ARDL(1, 1, 1, 0)* регресије методом обичних најмањих квадрата систематски су приказани у Табели 2. Висок кориговани коефицијент детерминације, што је уобичајено за динамичке *ARDL* моделе у нивоима с присутном помакнутом зависном променљивом, потврђује да изабрани систем варијабли објашњава **чак 99,3% варијабилитета бруто девизних резерви Народне банке Србије**, док је укупна статистичка значајност регресије потврђена *F*-статистиком на нивоу од 1%.

Табела 2. Резултати *ARDL(1, 1, 1, 0)* модела

Независна варијабла	Коефицијент	<i>p</i> -вредност
Константа	-0,1387	0,0424**
$\ln(FXR_{t-1})$	0,9703	0,0000***
$\ln(M3_t)$	0,6545	0,0000***
$\ln(M3_{t-1})$	-0,6040	0,0000***
FDI_{t-1}	-0,0017	0,0017***
DIN_t	-0,0028	0,0205**
Статистички и дијагностички показатељи модела		

Независна варијабла	Коефицијент	p-вредност
Коефицијент детерминације	0,9934	
Кориговани коефицијент детерминације	0,9932	
F-статистика (p-вредност)	6.252,439 (0,000***)	
Durbin-Watson статистика	1,7711	

Напомена: ** и *** означавају статистичку значајност на нивоима од 5% и 1%, респективно.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Висок коефицијент уз прву доцњу девизних резерви указује на изражену ауторегресиону компоненту и снажну инерцију у кретању девизне aktive. Ово је у потпуности конзистентно с макроекономском природом девизних резерви као системског заштитног механизма, чији се ниво карактерише високим степеном кумулативности и постепеним прилагођавањем кроз време.

Текући ниво монетарног агрегата М3 показује позитиван и статистички значајан коефицијент, док његова прва доцња бележи негативан предзнак. Комбиновано деловање ових коефицијената одсликава динамичку реакцију девизних резерви на нето промену новчане масе, што потврђује да монетарна експанзија у кратком року директно прати раст девизних резерви Народне банке Србије услед откупа девиза на међубанкарском тржишту ради одржавања релативне стабилности курса динара.

Изостављање текућег члана СДИ и задржавање искључиво његове прве помакнуте вредности има јасно економско и оперативно објашњење. Прилив СДИ се не прелива моментално у девизне резерве централне банке, јер је потребно одређено време да средства прођу кроз међубанкарско тржиште и платни промет. Поред тога, иницијални прилив капитала у истом месецу често прати тренутни увоз опреме или сировина за потребе инвестиције, чиме се почетни позитиван ефекат на девизне резерве привремено неутралише. Због тога се стварни нето утицај СДИ на јачање девизних резерви региструје тек с временским помаком од једног месеца, што је и емпиријски потврђено информационом критеријумима при избору модела.

Статистички значајан негативан предзнак коефицијента уз степен динаризации пласмана указује на ефекте спровођења Стратегије динаризации, чији је кључни циљ смањење утицаја евроизације на домаће економске токове. Смањењем ослоњености на девизна средства економија постаје мање зависна од девизних интервенција, чиме се смањује потреба за одржавањем високих девизних резерви код централне банке. На тај начин се ефикасно ублажава притисак на девизни биланс, потврђујући позитиван ефекат динарских токова на макроекономску стабилност.

Стандардни дијагностички тестови указују на то да резидуали модела не садрже обележја серијске корелације нити условне хетероскедастичности. Бокс–Љунгов тест потврђује одсуство аутокорелације и парцијалне аутокорелације, што указује на робусност и ефикасност процењеног модела. Сходно наведеном, оцењени параметри су статистички валидни за наредне кораке у истраживању, укључујући спровођење коинтеграционе анализе и теста граничних вредности.

3. Коинтеграциона анализа и тест граничних вредности

3.1. Тест граничних вредности

Након што је потврђен висок квалитет полазне регресије, следећи методолошки корак јесте испитивање постојања дугорочног коинтеграционог односа између посматраних економских варијабли. За формалну верификацију коинтеграције спроводи се тест граничних вредности (*Bounds test*) у оквиру спецификације неограниченог модела с корекцијом равнотежне грешке (*Unrestricted Error Correction Model – UECM*). Овај модел представља динамичку репараметризацију полазне *ARDL* једначине (Pesaran et al., 2001) и поставља се у следећем облику:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(FXR_t) = & c + \rho \ln(FXR_{t-1}) + \lambda_1 \ln(M3_{t-1}) + \lambda_2 FDI_{t-1} + \lambda_3 DIN_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta \ln(FXR_{t-i}) \\ & + \sum_{j=0}^{q_1} \alpha_j \Delta \ln(M3_{t-j}) + \sum_{k=0}^{q_2} \psi_k \Delta FDI_{t-k} + \sum_{m=0}^{q_3} \phi_m \Delta DIN_{t-m} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

где оператор делта означава прву диференцу варијабли, пратећи њихову краткорочну динамику. Унутар овог оквира, тестирање дугорочне коинтеграције своди се на испитивање заједничке статистичке значајности коефицијената који стоје уз варијабле на нивоима с помаком из претходног периода. Сходно томе, поставља се нулта хипотеза која негира постојање дугорочног коинтеграционог односа између посматраних варијабли, док алтернативна хипотеза претпоставља да је барем један од коефицијената различит од нуле, односно да постоји дугорочни коинтеграциони однос:

$$H_0 : \rho = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$$

$$H_1 : \text{барем један коефицијент различит је од нуле.}$$

Тестирање се изводи рачунањем заједничке *F*-статистике, чија се емпиријска вредност упоређује с нестандартним критичним вредностима (Pesaran et al., 2001). Ове табличне вредности дефинисане су кроз доњу границу *I*(0) (која претпоставља да су све варијабле стационарне у нивоима) и горњу границу *I*(1) (која претпоставља да су све варијабле стационарне у првим диференцама). Уколико израчуната *F*-статистика премашује горњу критичну границу *I*(1), нулта хипотеза се одбацује у корист постојања коинтеграције. Уколико се израчуната *F*-статистика налази испод доње критичне границе *I*(0), нулта хипотеза се не одбацује и закључује се непостојање коинтеграционог односа, док вредност *F*-статистике између две критичне границе налаже да је тест неодређен. Емпиријски резултати граничног теста спроведеног у овом раду систематизовани су у оквиру Табеле 3.

Табела 3. Резултати Песарановог теста граничних вредности

	Вредност		
Израчуната F -статистика	4,6572		
p -вредност линеарне рестрикције	0,0013***		
Број независних варијабли (k)	3		
Спецификација модела	Case III (неограничена константа, без тренда)		
Критичне вредности (<i>Pesaran, Shin & Smith, 2001 – Case III, k=3</i>)			
Ниво значајности (α)	Доња граница $I(0)$	Горња граница $I(1)$	Исход теста
0,10	2,72	3,77	Постоји коинтеграција
0,05	3,23	4,35	Постоји коинтеграција
0,01	4,29	5,61	Тест је неодређен

Напомена: *** означава статистичку значајност на нивоу од 1%.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије и критичних вредности (Pesaran et al., 2001).

Резултати модела показују да израчуната F -статистика (4,6572) премашује критичну вредност прага $I(1)$ на стандардном нивоу значајности од 5%, као и на нивоу од 10%. На основу тога, нулта хипотеза се с високим степеном статистичке сигурности одбацује, чиме је доказано да између девизних резерви, монетарног агрегата МЗ, учешћа СДИ у БДП-у и степена динаризации пласмана постоји снажан, стабилан и економски оправдан дугорочни однос. Изразито ниска p -вредност линеарне рестрикције додатно математички потврђује стабилност и високу статистичку значајност постављених дугорочних ограничења.

3.2. Дугорочна динамика и мултипликатори

Након што је коинтеграција потврђена, следећи корак представља репараметризација модела у форму с корекцијом равнотежне грешке ради анализе краткорочне динамике:

$$\ln(FXR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(M3_t) + \beta_2 FDI_t + \beta_3 DIN_t + \varepsilon_t$$

где коефицијенти $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ представљају дугорочне еластичности, односно полуеластичности променљивих. Процењени дугорочни коефицијенти, који квантификују утицај независних варијабли на бруто девизне резерве, приказани су у Табели 4.

При анализи процењених дугорочних коефицијената економске равнотеже, кључни стуб детерминације бруто девизних резерви препознаје се кроз монетарни агрегат МЗ. С позитивним коефицијентом од 1,7027, који је статистички високо значајан на највишем нивоу од 1%, овај монетарни агрегат имплицира да је повећање новчане масе за 1% у дугом року праћено растом бруто девизних резерви за приближно 1,70%. Овај налаз је конзистентан са економском логиком режима релативно стабилног

девизног курса динара према еврџ. У условима притисака ка јачању домаће валуте услед прилива капитала, централна банка спроводи нето куповину девиза на међубанкарском девизном тржишту. Овим интервенцијама Народна банка Србије паралелно акумулира девизну активу и генерише динарску ликвидност. На тај начин раст монетарног агрегата М3 праћен је одговарајућим нивоом девизних резерви, што доприноси ублажавању притисака на курс динара.

Табела 4. Преглед дугорочних коинтеграционих коефицијента

	Коефицијент	p-вредност
Дугорочни утицај монетарног агрегата М3 (у %)	1,7027	0,1294
Дугорочни утицај СДИ (у п.п.)	-0,0589	0,0010***
Дугорочни утицај степена динаризације пласмана (у п.п.)	-0,0938	0,0670*

Напомена: * и *** означавају статистичку значајност на нивоима од 10% и 1%, респективно.
Извор: Прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

У непосредној структурној вези с динамиком домаћих монетарних потенцијала налази се процес динаризације, који је у моделу квантификован кроз степен динаризације пласмана одобрених становништву и сектору привреде. Процењени негативни дугорочни коефицијент износи -0,09 и статистички је значајан на нивоу од 10%, што пружа емпиријску потврду оправданости циљева утврђених Стратегијом динаризације, коју Народна банка Србије доследно спроводи. Будући да је променљива динаризације изражена у нивоу као процентуални удео, овај коефицијент репрезентује полуеластичност модела, што јасно имплицира да **свако повећање степена динаризације финансијског система за 1 процентни поен води ка структурном смањењу базне потребе за девизним резервама за приближно 0,09%**. Из угла макроруденцијалне политике, стабилан раст удела динарских кредита у укупним пласманима редукује системску изложеност банкарског сектора валутно индексираним кредитном ризику, односно ризику погоршања солвентности незаштитених дужника услед осцилација девизног курса. Са ублажавањем овог системског ризика, релаксира се и потреба централне банке за акумулацијом високих, превентивних девизних средстава (*Jeanne & Rancière, 2006*) која се издвајају путем инструмента обавезне резерве пословних банака. На тај начин, виши степен дугорочне динаризације олакшава Народној банци Србије оптимизацију билансне активе и смањује опортунитетне трошкове држања прекомерних девизних резерви.

Насупрот монетарним каналима, дугорочни утицај СДИ испољава се кроз специфичне и умерене структурне притиске, чији коинтеграциони коефицијент износи -0,06, али није статистички значајан на конвенционалним нивоима значајности. Будући да се на основу одсуства статистичке значајности оцењени коефицијент не може поуздано разликовати од нуле, из ових резултата не могу се изводити потврђени закључци о дугорочном утицају СДИ на ниво девизних резерви. У економетријској пракси, тумачење економског значаја предзнака и коефицијента параметра који није статистички значајан нема емпиријско упориште, те се овај фактор у оквиру дате спецификације не може третираати као статистички релевантна дугорочна детерминанта девизних резерви.

3.3. Краткорочна динамика и модел с корекцијом равнотежне грешке

Да би се испитала краткорочна прилагођавања и оперативне реакције монетарног система на месечном нивоу, модел се трансформише у свој финални рестриктивни облик с корекцијом равнотежне грешке увођењем помакнутог члана за исправку грешке (ECT_{t-1}).

$$\Delta \ln(FXR_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \ln(FXR_{t-i}) + \sum_{j=0}^{q_1} \delta_j \Delta \ln(M3_{t-j}) + \sum_{k=0}^{q_2} \phi_k \Delta FDI_{t-k} + \sum_{m=0}^{q_3} \psi_m \Delta DIN_{t-m} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

где делта представља оператор прве диференце, а ECT_{t-1} означава члан за исправку грешке, дефинисан као (Pesaran, Shin & Smith, 2001):

$$ECT_{t-1} = \ln(FXR_{t-1}) - (\beta_0 + \beta_1 \ln(M3_{t-1}) + \beta_2 FDI_{t-1} + \beta_3 DIN_{t-1})$$

Овај члан квантификује одступање зависне променљиве од дугорочне равнотежне путање утврђене у претходном периоду. Оцењивањем модела краткорочне динамике методом обичних најмањих квадрата, добијени резултати краткорочне динамике систематизовани су у Табели 5.

Табела 5. Преглед краткорочних коинтеграционих коефицијента

	Коефицијент	p-вредност
Члан за исправку грешке	-0,033	0,0000***
Месечна промена монетарног агрегата М3	0,681	0,0000***
Месечна промена страних директних инвестиција	-0,001	0,312
Месечна промена степена динаризации пласмана	-0,014	0,002***

Напомена: *** означава статистичку значајност на нивоу од 1%.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Преласком на анализу текуће краткорочне динамике у оквиру модела с корекцијом равнотежне грешке, кључни емпиријски показатељ динамичке стабилности финансијског система проналази се у члану за корекцију грешке. Оцењени коефицијент уз ECT_{t-1} износи -0,0331, поседује теоријски конзистентан, строго негативан предзнак и статистички је високо значајан на нивоу од 1%. Овај резултат пружа недвосмислен емпиријски доказ о постојању функционалног самокоригујућег механизма у финансијском систему Републике Србије (Banerjee et al., 1998). У месечном интервалу 3,31% одступања бруто девизних резерви од њихове дугорочне равнотежне путање (изазваних изненадним спољним шокovima, геополитичким тензијама или спекулативним притисцима) системски се неутралише у дугом року. Овако умерена брзина прилагођавања упућује на то да систем поседује капацитет постепеног апсорбовања шокова, што је у економској литератури често повезано с концептима превентивног држања девизних резерви ради заштите од дугорочних макроекономских поремећаја (Jeanne & Rancière, 2006). Иако се искључиво на основу статистичких

својстава члана за корекцију грешке не могу доносити дефинитивни закључци о монетарним интервенцијама на девизном тржишту, овакав параметар конвергенције указује на одсуство наглих, процикличних пражњења девизних резерви, те пре свега одсликава стабилну и контролисану динамику повратка у дугорочну равнотежу.

У контексту текућих месечних промена, краткорочни утицај монетарног агрегата МЗ износи 0,6811 и одликује се високом статистичком значајности. На месечном нивоу, овај коефицијент директно рефлектује специфичан канал креирања домаће ликвидности у оквиру режима релативно стабилног девизног курса. На месечном нивоу, овај коефицијент директно рефлектује примарни канал емисије домаће ликвидности у оквиру руковођено пливајућег режима девизног курса. Када на међубанкарском девизном тржишту дође до нето прилива девиза (по основу извоза, дознака или иностраног капитала), настају притисци ка краткорочној апрецијацији домаће валуте. Ради очувања стабилности курса и ценовне конкурентности, Народна банка Србије ступа на девизно тржиште као нето купац девиза. Путем ових оперативних интервенција централна банка преузима девизна средства и директно увећава бруто девизне резерве, уз истовремено емитовање примарне динарске ликвидности у банкарски систем, што условљава паралелни раст монетарног агрегата МЗ. Сходно томе, **за сваки проценат раста монетарног агрегата МЗ, бруто девизне резерве у истом месецу бележе просечан раст од 0,68%,** што пружа емпиријски доказ да је краткорочно креирање новчане масе у потпуности покривено акумулацијом девизне активе.

Насупрот монетарним кретањима, краткорочна динамика степена динаризації пласмана остварује статистички значајан негативан утицај на месечне промене бруто девизних резерви, са оцењеним коефицијентом од $-0,0142$. Будући да је варијабла динаризації дефинисана у процентима, овај коефицијент репрезентује полуеластичност модела, што значи да **повећање степена динаризації пласмана за 1 процентни поен у текућем месецу доводи до просечног краткорочног смањења бруто девизних резерви за 1,42%.** Наведени налаз прецизно квантификује оперативне ефекте тактичког реструктурирања биланса пословних банака и њихове краткорочне интеракције с централном банком. У условима интензивирања тражње за динарским кредитима, пословне банке прилагођавају своју ликвидну позицију ослобађањем девизне обавезне резерве код Народне банке Србије (која се депонује на девизне изворе финансирања), како би ослободиле активни кредитни потенцијал у домаћој валути. Посматрано из угла системске стабилности, овај краткорочни пад бруто девизних резерви не представља дестабилизујући фактор, већ очекивани секундарни ефекат унутар оперативног оквира који је подређен остварењу вишег стратешког циља, односно стабилне динаризації домаћег финансијског система.

Коначно, краткорочне промене СДИ, с процењеним коефицијентом од $-0,001$, статистички нису значајне на свим конвенционалним нивоима значајности. Овај резултат имплицира важну макроекономску поруку да текуће месечне осцилације и краткорочни информациони шумови у почетним фазама прилива СДИ не захтевају оперативне интервенције на девизном тржишту. Процес имплементације страног капитала одликује се израженим временским помаком и фазном реализацијом, будући

да унета девизна средства у почетку остају депонована на девизним рачунима предузећа код пословних банака, те се тек постепено, кроз касније увозне трансакције, набавку капиталне опреме и међународни платни промет, одражавају на званичне девизне резерве. Одсуство краткорочне статистичке значајности потврђује да СДИ делују преко одложеног трансмисионог канала и пружа значајан маневарски простор Народној банци Србије да своје оперативне акције планира стратешки и дугорочно, без потребе за *ad hoc* реакцијама на бази месечних волатилности.

4. Испитивање структуралне стабилности параметара

Један од најчешћих методолошких изазова при економетријском моделирању макроекономских временских серија у дугом временском периоду јесте потенцијално присуство структурних ломова (*Zivot & Andrews, 1992*). С обзиром на то да посматрани узорак обухвата период дужи од 17 година, историјски хоризонт је обележен изразитим глобалним и домаћим економским шоковима. Овај период карактеришу светска финансијска криза, снажне унутрашње фискалне реформе и консолидација, пандемија изазвана вирусом корона, као и енергетски шокови праћени инфлаторним притисцима (*Krugman, Obstfeld & Melitz, 2012*). Уколико би се показало да су оцењени коефицијенти динамичког *ARDL* модела нестабилни и да значајно варирају кроз време, сви изведени закључци и препоруке изгубили би научни кредибилитет и практичну примену у процесу формулисања економске политике.

Како би се ова сумња отклонила и испитала робусност резултата, спроведена су два комплементарна теста структурне стабилности заснована на рекурзивним резидуалима регресије: *CUSUM* (*Cumulative Sum*) тест и *CUSUM Squares* (*Cumulative Sum of Squares*) тест (*Brown, Durbin & Evans, 1975*). *CUSUM* тест се примарно фокусира на детекцију постепених, систематских промена у параметрима (нарочито у константи модела), док је *CUSUM Squares* тест изразито осетљив на изненадне, оштре структурне ломове који погађају условну варијансу случајне грешке.

Математички, *CUSUM* статистика се конструише као кумулативна сума рекурзивних резидуала стандардизованих у односу на процењену стандардну девијацију модела:

$$W_t = \frac{1}{\hat{\sigma}_w} \sum_{r=k+1}^t \omega_r, \quad t = k + 1, \dots, T$$

где ω_r представља рекурзивни резидуал у тренутку r (заснован на оцени модела до тренутка $r - 1$), док је $\hat{\sigma}_w$ процењена стандардна девијација резидуала на целом узорку, израчуната као:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\omega_t - \bar{\omega})^2}{T - k - 1}}$$

Стабилност параметара модела статистички се и визуелно потврђује уколико се емпиријска линија кумулативне суме W_t у целокупном посматраном временском

хоризонту креће унутар строго дефинисаног критичног коридора на нивоу статистичке значајности од 5%. Критичне границе се линеарно развијају кроз време према методологији *Brown, Durbin и Evans* (1975) и симетрично су дефинисане као:

$$\pm \left[a \cdot \sqrt{T-k} + \frac{2 \cdot a \cdot (t-k)}{\sqrt{T-k}} \right]$$

где параметар $a = 0,948$ представља критичну вредност која одговара нивоу значајности од 5%.

У случају *CUSUM Squares* теста, тест-статистика S_t заснива се на кумулативним квадратима рекурзивних резидуала и математички се дефинише као:

$$S_t = \frac{\sum_{j=k+1}^t \omega_j^2}{\sum_{j=k+1}^T \omega_j^2}, \quad t = k+1, \dots, T$$

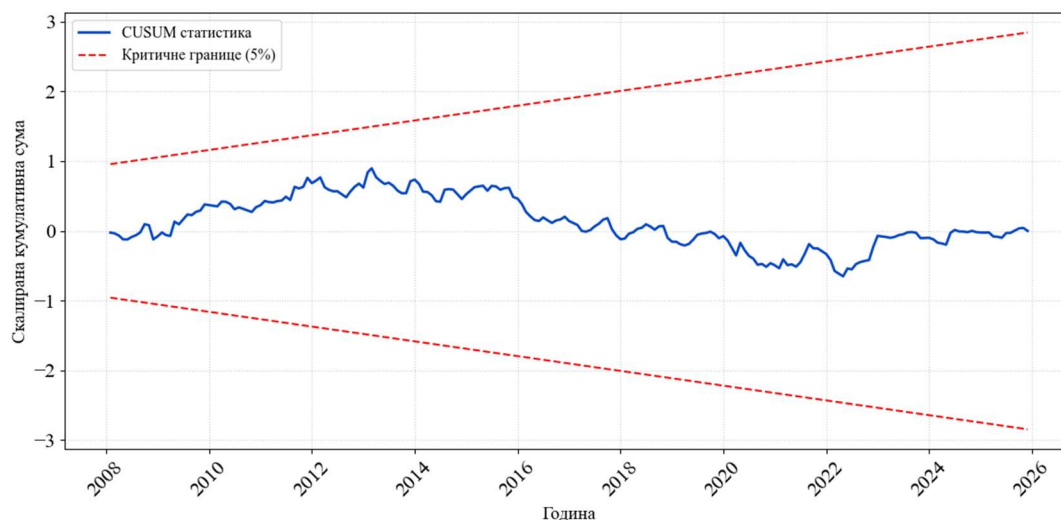
Критичне границе за S_t статистику дефинисане су као паралелни коридор око очекиване средње вредности: $E(S_t) = \frac{t-k}{T-k}$ у форми $E(S_t) \pm c_{0,05}$, где критична вредност $c_{0,05}$ за ниво значајности од 5% износи: $c_{0,05} = \frac{1,358}{\sqrt{T-k}}$.

Емпиријски резултати *CUSUM* теста недвосмислено потврђују високу методолошку стабилност оцењеног модела. Тест је генерисао високу емпиријску p -вредност од 0,4025, чиме се нулта хипотеза H_0 о структурној стабилности параметара не може одбацити ни на једном стандардном нивоу значајности.

Максимална амплитуда динамичког одступања евидентирана је у марту 2013. године. У овој тачки, скалирана максимална *CUSUM* вредност износи 0,8405, што је знатно испод тадашње дозвољене критичне границе, која је износила $\pm 1,4948$. Овај резултат указује на то да регистровано одступање не представља структурни лом параметара модела. Забележена максимална амплитуда економетријски је потпуно валидна и рефлектује кратак транзициони период консолидације домаћег девизног тржишта након имплементације новог оквира за вођење монетарне политике и стабилизације девизног курса у другој половини 2012. године. Управо у том периоду постављени су темељи новог, проактивног режима девизних интервенција, који су омогућили амортизовање екстерних потреса и смирили волатилност домаћег финансијског тржишта. Као што се види на Графикону 1, линија кумулативне суме ни у једној тачки посматраног узорка не напушта симетрични интервал поверења.

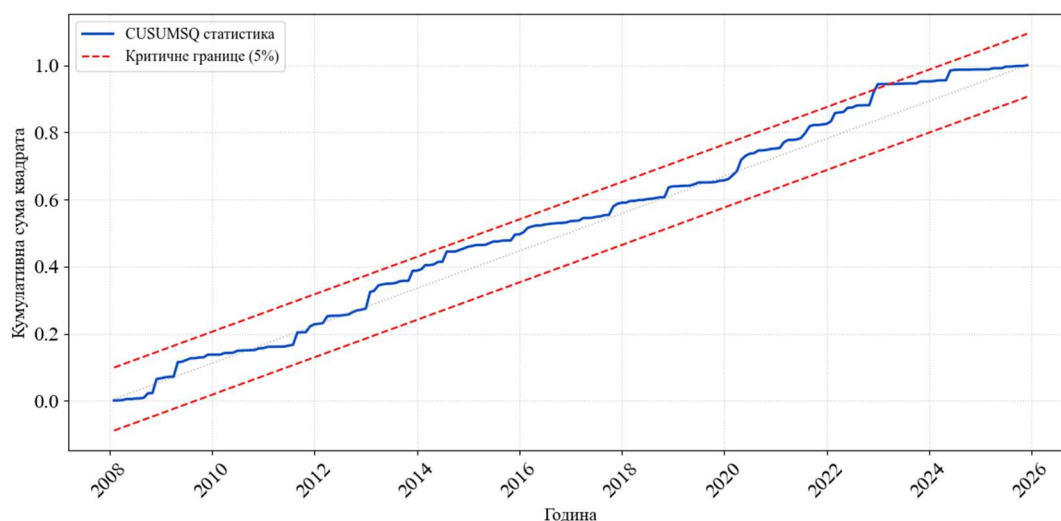
С друге стране, резултати *CUSUM Squares* теста (Графикон 2) пружају детаљнији увид у динамику условне варијансе резидуала. Израчунато максимално одступање кумулативне суме квадрата резидуала од теоријске путање износи 0,1066, што благо премашује критични праг од $\pm 0,0939$ на нивоу значајности од 5%. Овај скок евидентиран је у јануару 2023. године, када је емпиријска линија S_t статистике накратко искорачила изнад горње критичне границе.

Графикон 1. Кумулативна сума рекурзивних резидуала



Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Графикон 2. Кумулативна сума квадрата рекурзивних резидуала



Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Поменуто привремено повећање варијабилности резидуала економетријски је потпуно оправдано и директно рефлектује кумулативни ефекат снажних егзогених шокова с почетка 2023. године. У том периоду забележен је врхунац преливања светске енергетске кризе, рекордне увезене инфлације у Европи и интензивног деловања Народне банке Србије на девизном тржишту ради очувања релативне стабилности домаће валуте. Важно је истаћи да се након краткотрајног пика *CUSUM Squares* статистика већ током 2024. године у потпуности вратила унутар дозвољеног интервала поверења, што потврђује да није дошло до трајног погоршања системских ризика.

Синтезом резултата оба спроведена теста долази се до кључног методолошког закључка. Пошто *CUSUM* тест потврђује да су сви коефицијенти модела структурно стабилни кроз време, а *CUSUM Squares* тест показује брзу амортизацију и повратак

варијансе у контролни коридор након краткотрајног екстерног шока, оцењени *ARDL* модел поседује високу аналитичку робусност. Резултати пружају снажан емпиријски доказ да су монетарна политика Народне банке Србије и Стратегија динаризации финансијског система биле конзистентне, а дугорочни односи између бруто девизних резерви, монетарног агрегата $M3$, СДИ и степена динаризации пласмана изразито отпорни на геополитичке и макроекономске шокове.

5. Нелинеарни *ARDL (NARDL)* модел и асиметрични ефекти стратегије динаризации

Традиционални линеарни економетријски модели почивају на ригидној и често нереалној претпоставци да економске варијабле реагују симетрично. То би значило да ће шокови истог интензитета, а супротног предзнака (позитивни и негативни) произвести ефекте идентичне јачине. Међутим, у реалном свету финансијских тржишта, понашање економских агената је под снажним утицајем психолошких фактора, аверзије према ризику и институционалних асиметрија. Како би се ова ограничења линеарних модела превазишла и реалније моделирала динамика српског финансијског система, у истраживање се уводи **нелинеарни *ARDL (NARDL)* модел**, који су развили аутори *Shin, Yu & Greenwood-Nimmo* (2014). Примарни фокус овог модела усмерен је на испитивање потенцијалног присуства асиметричног одговора бруто девизних резерви на позитивне и негативне промене у степену динаризации пласмана, као и у монетарном агрегату $M3$.

У ту сврху, укупан степен динаризации пласмана (DIN_t) и новчана маса најширег обухвата ($M3_t$) декомпоновани су на две одвојене кумулативне парцијалне суме које изоловано прате позитивне и негативне шокове. За варијаблу динаризации, декомпозиција се формално записује као:

$$DIN_t = DIN_0 + DIN_t^+ + DIN_t^-$$

где DIN_0 означава полазну вредност серије на почетку посматраног периода која се у економетријској процени апсорбује у оквиру константног члана модела, док су DIN_t^+ и DIN_t^- кумулативне суме позитивних (раст динаризации и јачање поверења у домаћу валуту) и негативних промена (пад динаризации, односно повратак евроизацији услед раста перцепције ризика):

$$DIN_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta DIN_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta DIN_i, 0)$$

$$DIN_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta DIN_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta DIN_i, 0)$$

На исти начин, укупна новчана маса најширег обухвата ($M3_t$) се у оквиру нелинеарне спецификације декомпонује преко следеће једначине:

$$\ln(M3_t) = \ln(M3_0) + \ln(M3_t^+) + \ln(M3_t^-)$$

где $\ln(M3_0)$ представља полазну логаритамску вредност серије на почетку посматраног периода која се у економетријској процени апсорбује у оквиру константног члана модела, док су $\ln(M3_t^+)$ и $\ln(M3_t^-)$ кумулативне суме позитивних (монетарна експанзија и раст ликвидности у систему) и негативних промена (монетарна рестрикција и повлачење динарске ликвидности):

$$\ln(M3_t^+) = \sum_{i=1}^t \Delta \ln M3_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln(M3_i), 0)$$

$$\ln(M3_t^-) = \sum_{i=1}^t \Delta \ln M3_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln(M3_i), 0)$$

Укључивањем ових декомпонованих низова, коначна регресиона спецификација асиметричног *NARDL* модела добија следећи структурни облик:

$$\Delta \ln(FXR_t) = c + \gamma \ln(FXR_{t-1}) + \beta_{FDI} FDI_{t-1} + \alpha^+ \ln(M3_{t-1}^+) + \alpha^- \ln(M3_{t-1}^-) + \beta^+ DIN_{t-1}^+ + \beta^- DIN_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln(FXR_{t-i}) + \varepsilon_t$$

Табела 6. Емпиријски резултати процене асиметричног *NARDL* модела

	Коефицијент	<i>p</i> -вредност
Константа	0,523	0,027**
Бруто девизне резерве помакнуте један период уназад	0,941	0,000***
СДИ као учешће у БДП-у помакнуте један период уназад	-0,001	0,024**
Кумулативни позитивни шок монетарног агрегата М3 помакнут један период уназад	0,106	0,017**
Кумулативни негативни шок монетарног агрегата М3 помакнут један период уназад	0,098	0,458
Кумулативни позитивни шок динаризације пласмана помакнут један период уназад	-0,004	0,047**
Кумулативни негативни шок динаризације пласмана помакнут један период уназад	-0,002	0,462

Напомена: ** и *** означавају статистичку значајност на нивоима од 5% и 1%, респективно.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Модел је оптимизован према *BIC* критеријуму и оцењен методом обичних најмањих квадрата. Његови емпиријски параметри и пратеће статистике значајности детаљно су представљени у Табели 6.

Како би се израчунале стварне дугорочне еластичности позитивних и негативних шокова на бруто девизне резерве, извршена је нормализација оцењених коефицијената помакнутих нивоа с паром помакнуте зависне варијабле. Најпре се дефинише брзина прилагођавања модела ка равнотежи ($\theta = \gamma_1 - 1 = -0,0591$). Формула за израчунавање дугорочних асиметричних мултипликатора гласи:

$$\delta^+ = -\frac{\beta^+}{\theta}, \quad \delta^- = -\frac{\beta^-}{\theta}$$

Применом ове математичке формуле на оцењене вредности из Табеле 6 добијају се следећи дугорочни ефекти:

- Дугорочни ефекат раста МЗ (δ_{M3}^+): $0,1063/0,0591 = 1,799$
- Дугорочни ефекат пада МЗ (δ_{M3}^-): $0,0978/0,0591 = 1,655$
- Дугорочни ефекат раста динаризации (δ_{DIN}^+): $-0,0036/0,0591 = -0,061$
- Дугорочни ефекат пада динаризации (δ_{DIN}^-): $-0,0020/0,0591 = -0,034$

Како би се утврдило да ли су уочене разлике између позитивних и негативних мултипликатора статистички значајне (односно да ли постоји формална дугорочна асиметрија), спроведен је **Валдов (Wald) тест линеарних рестрикција**. Тестиране су две одвојене нулте хипотезе о потпуној једнакости дугорочних ефеката:

1. За монетарни агрегат МЗ ($H_0: \alpha^+ = \alpha^-$):

- Емпиријска вредност Валдове F -статистике: **0,0042**
- Припадајућа вредност значајности (p -вредност $> F$ -статистике): **0,9486**
- С обзиром на високу p -вредност, нулта хипотеза о једнакости коефицијената се не одбацује. Дугорочни утицај монетарног агрегата МЗ на бруто девизне резерве посматрано кроз формални Валдов тест јесте симетричан.

2. За степен динаризации пласмана ($H_0: \beta^+ = \beta^-$):

- Емпиријска вредност Валдове F -статистике: **0,2648**
- Припадајућа вредност значајности (p -вредност $> F$ -статистике): **0,6074**
- Нулта хипотеза о једнакости коефицијената не може се одбацити на стандардним нивоима значајности. Посматрано кроз строги статистички тест, ефекти промене степена динаризации понашају се симетрично на дуги рок.

Међутим, иако Валдов тест у чисто математичком смислу једнакости оцена не одбацује нулту хипотезу о симетрији мултипликатора, економска логика и статистичка значајност оцењених параметара из Табеле 6 откривају суштинску асиметрију у значајности трансмисије:

- **Канал монетарног агрегата МЗ:** Раст новчане масе генерише дугорочни мултипликатор од **1,799** који је статистички значајан на нивоу од 5% ($p = 0,017$). Овај резултат потврђује да системска експанзија ликвидности и економске активности природно води ка кумулативном растеређењу и јачању девизне активне централне банке нето куповином девиза. Насупрот томе, пад монетарног агрегата МЗ има дугорочни коефицијент од **1,659**, али он није статистички значајан ($p = 0,456$). **Оваква диспропорција у статистичкој значајности јасно указује на то да су бруто девизне резерве Народне банке Србије у условима**

успешног спровођења монетарне политике у већој мери изоловане од негативних шокова домаће монетарне ликвидности.

- **Канал динаризации пласмана одобрених сектору становништва и привреди:** Повећање степена динаризации остварује статистички значајан дугорочни ефекат од $-0,061$ ($p = 0,047$), што потврђује структурно ослобађање девизне aktive. Системски раст учешћа динарских кредита смањује девизну изложеност и структурни ризик банака, чиме се смањује и потреба за превентивним издвајањем високог нивоа обавезне девизне резерве. Насупрот томе, смањење степена динаризации с коефицијентом од $-0,034$ није статистички значајан ($p = 0,462$), што доказује да **епизоде краткорочног пада динаризации не изазивају трајне нити значајне последице по ниво девизних резерви Народне банке Србије.**

6. Моделирање условне волатилности

Свеобухватна оцена стабилности и отпорности домаћег финансијског система захтева, поред анализе нивоа, и прецизно моделовање профила ризика, односно динамике условне волатилности девизних резерви (Danielsson, 2011). Пре спецификације нелинеарних модела условне волатилности, извршена је дијагностичка провера резидуала базне регресије. Тестирање нормалности расподеле случајне грешке изведено је применом Жарк–Бераровог (*Jarque-Bera* – *JB*) теста (Jarque & Bera, 1987), који истовремено користи информације о асиметрији и спљоштености расподеле како би испитао нулту хипотезу да резидуали имају нормалну расподелу, а чији су резултати:

- **Жарк–Берарова статистика (*JB*):** 24,4445 (уз пратећу p -вредност од 0,000)
- **Коефицијент асиметрије (*Skewness*):** 0,4813 (позитивна асиметрија)
- **Коефицијент спљоштености (*Kurtosis*):** 4,3425

Екстремно ниска p -вредност Жарк–Бераровог теста (0,000) имплицира да се нулта хипотеза о нормалној расподели резидуала изричито одбацује на свим нивоима статистичке значајности. Добијена вредност коефицијента асиметрије од 0,4813 указује на десну асиметрију (*right-skewness*) дистрибуције, док вредност коефицијента спљоштености од 4,3425 (>3) јасно сигнализира издужену расподелу, односно изражено присуство „тежих репова” (*fat-tailed distribution*), односно увећану вероватноћу појаве екстремних одступања у односу на стандардну Гаусову дистрибуцију (Coles, 2001; McNeil & Frey, 2000).

Ипак, са становишта статистичког закључивања, важно је нагласити да, с обзиром на релативно велики узорак ($N = 216$), централна гранична теорема гарантује непристрасност и асимптотску валидност оцењивања методом најмањих квадрата. Према томе, одсуство стриктне нормалности не нарушава статистичко извођење закључака, нити угрожава поузданост процењених дугорочних и краткорочних *ARDL* коефицијената. Резидуали и даље показују снажну акумулацију око нулте вредности и добро су дисперзовани дуж репова дистрибуције (Verbeek, 2017). Међутим, иако одсуство нормалне расподеле не поништава валидност оцена нивоа у *ARDL* моделу,

присутна издуженост расподеле и временски променљива дисперзија унутар репова отварају дијагностичку сумњу да резидуали потенцијално могу испољавати карактеристике условне хетероскедастичности уз груписање волатилности (*volatility clustering*).

Као адекватан методолошки оквир за моделовање условне варијансе, у раду се прелази на напредно **нелинеарно моделовање условне волатилности кроз спецификацију $GARCH(1,1)$ модела с претпоставком о Студентовој t -дистрибуцији** (Danielsson, 2011). Овакав приступ истовремено оптимизује једначину средње вредности и једначину условне варијансе, користећи стандардизовану Студентову t -распodelу случајних грешака управо с циљем да се карактеристични „тежи репови” макроекономских серија математички апсорбују и прецизно квантификују.

Једначина средње вредности (*Mean Equation*):

$$\ln(FXR_t) = \mu_t + \varepsilon_t$$

где стохастички поремећај ε_t прати стандардизовану Студентову расподелу са ν степени слобode: $\varepsilon_t = \sigma_t \cdot z_t$, $z_t \sim t_\nu(0,1,\nu)$

Једначина условне варијансе (*Conditional Variance Equation*): $\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$

где параметар ω дефинише константну компоненту варијансе, $ARCH$ параметар (α_1) мери реакцију волатилности на текуће краткорочне шокове, док $GARCH$ параметар (β_1) квантификује степен перзистентности условне волатилности из претходних периода. Параметри су процењени методом максималне веродостојности (*Maximum Likelihood Estimation – MLE*), а резултати су систематизовани у Табели 7.

Табела 7. Оцене параметара *Student-t GARCH(1,1)* модела

	Коефицијент	p -вредност
Константа	0,000	0,440
<i>ARCH</i> утицај	0,0603	0,491
<i>GARCH</i> утицај	0,4264	0,570
Студентов параметар облика	3,8627	0,000***

* Напомена: *** означава статистичку значајност на нивоу од 1%.

Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

Процењени $ARCH$ параметар ($\alpha_1 = 0,0603$) и $GARCH$ параметар ($\beta_1 = 0,4264$) нису статистички значајни на свим конвенционалним нивоима значајности. Овакав емпиријски исход показује да се потенцијална дијагностичка сумња на груписање волатилности није потврдила у финалном моделу, односно да у резидуалима не постоји значајно временско нагомилавање ризика, нити ауторегресионо преливање волатилности кроз време. С макроекономског аспекта, ово потврђује да проактивне интервенције Народне банке Србије успешно неутралишу преношење краткорочних шокова волатилности кроз време.

За разлику од коефицијената варијансе, Студентов параметар облика ($\nu = 3,8627$) показује изузетно високу статистичку значајност. Овако ниска вредност броја степени

слободе ($\nu < 5$) формално верификује да су резидуали оптерећени израженим тежим реповима, чиме се у потпуности оправдава спецификација Студентове t -расподеле. Овај налаз пружа кључан методолошки увид да одступање од нормалне расподеле идентификовано Жарк–Бераровим тестом није последица временски променљиве условне волатилности, већ присуства ретких, али снажних економских шокова у реповима дистрибуције, које је специфицирани модел у потпуности обухватио кроз Студентову t -расподелу.

Иако збир тачкастих оцена $ARCH$ и $GARCH$ коефицијената износи 0,4867, што математички задовољава услов коваријационе стационарности ($\alpha_1 + \beta_1 < 1$), одсуство статистичке значајности појединачних параметара онемогућава да условна варијанса поседује особину снажног повратка ка сопственој дугорочној средњој вредности (*mean-reverting property*). Прецизније речено, условна варијанса девизних резерви понаша се као стабилна, суштински константна безусловна варијанса са израженим Студентовим реповима, без ауторегресионог нагомилавања шокова волатилности кроз време. С макроекономског аспекта и из угла носилаца монетарне политике, добијени резултати пружају снажну потврду структурне стабилности домаћег финансијског система.

Одсуство статистички значајних $ARCH$ и $GARCH$ ефеката доказује да кретање бруто девизних резерви Народне банке Србије није изложено дуготрајној волатилности, нити системском нагомилавању ризика. Благовременим и одмереним интервенцијама на међубанкарском девизном тржишту, централна банка ефикасно стерилише екстерне поремећаје, омогућавајући да се сви иницијални шокови брзо апсорбују, чиме се дугорочно чува стабилност девизног курса и укупна макрофинансијска стабилност.

7. Макроекономско стрес-тестирање и квантификација ризика од екстремних догађаја

7.1. Конструкција стрес-сценарија и методолошки оквир Монте Карло симулација

Иако претходно специфицирани и оцењени линеарни и нелинеарни $ARDL$ модели пружају емпиријски конзистентан увид у дугорочне коинтеграционе односе и краткорочну динамику детерминанти девизних резерви, њихов пројекциони капацитет је структурно ограничен у условима екстремних макроекономских поремећаја. Класични линеарни модели постављени су на претпоставци о симетричности шокова и нормалној расподели случајних грешака, што их *a priori* чини неадекватним за моделовање нелинеарних системских кризних периода. У реалном економском окружењу, расподела екстремних одлива девизних резерви показује изражену асиметрију и издуженост расподеле. С обзиром на то да је претходна емпиријска анализа резидуала примарне $ARDL$ спецификације потврдила снажно присуство „тежих репова” (*fat tails*) и високу вредност Жарк-Берарове (*Jarque-Bera*) статистике, институционални стандард у анализи системских ризика захтева напуштање

претпоставке о нормалности и имплементацију концептуалног оквира Теорије екстремних вредности (*Extreme Value Theory – EVT*) (Coles, 2001).

У том контексту, у овом раду се развија условни систем предвиђања који методолошки интегрише три комплементарна економетријска сегмента у оквиру тзв. *Conditional EVT* приступа (McNeil and Frey, 2000):

1. **ARDL(1,1,1,0) модел условног просека**, који филтрира детерминистичке трендове, временску међузависност и дугорочне структурне утицаје макроекономских варијабли на ниво бруто девизних резерви;
2. **GARCH(1,1) модел условне волатилности са Студентовом t -располом**, који динамички филтрира временски променљиву волатилност и обезбеђује стандардизацију резидуала;
3. **Генерализовану дистрибуцију екстремних вредности (*Generalized Extreme Value – GEV*) Фрешеовог (*Fréchet*) типа**, која се примењује на стандардизоване резидуале како би се извршила асимптотска апроксимација понашања левог репа расподеле, односно квантификација најтежих системских ризика.

Хоризонт предвиђања је постављен на динамички период од дванаест месеци, закључно са децембром 2026. године. Као референтну полазну тачку модел користи крај анализираних узорка, односно децембар 2025. године, при чему је почетни ниво бруто девизних резерви дефинисан на нивоу од 29.008,30 милиона евра.

Како би се генерисала комплетна емпиријска густина расподеле будућих стања девизних резерви и елиминисала статистичка грешка карактеристична за мале узорке у граничним реповима, алгоритам је извршен кроз 15.000 независних стохастичких Монте Карло симулација. Увођење овако високог броја итерација представља кључну методолошку прекретницу у раду из два разлога:

- **Прво**, оно омогућава асимптотску конвергенцију параметара *GEV* дистрибуције у најкритичнијим доменама (изнад 95. и 99. перцентила), чиме се стандардна грешка процењених индикатора девизних резерви под ризиком (*FX Reserve-at-Risk – FX RaR*) своди на статистички занемарљив ниво.
- **Друго**, тиме се обезбеђује потпуна неосетљивост резултата на случајне флукуације стохастичког процеса, што пружа методолошки утемељену и поуздану основу за доношење одлука у домену очувања макрофинансијске стабилности.

Системски шок је конструисан као кохерентни сценарио истовременог испољавања три независна, али економски повезана канала трансмисије који заједнички врше системски шок на ликвидност централне банке:

- **Монетарни канал (експанзија домаће ликвидности)**: У оквиру овог канала моделује се континуирани и релативно агресиван раст монетарног агрегата М3 по фиксној стопи од 1,2% на месечном нивоу (што кумулативно представља годишњу монетарну експанзију од преко 15,3%). У складу с теоријом портфолио баланса и монетарним приступом девизном курсу (Krugman, Obstfeld & Melitz, 2012), континуирано генерисање вишка динарске ликвидности

превазилази реалну тражњу за новцем дефинисану привредном активношћу. У условима повећане макроекономске неизвесности, економски актери настоје да оптимизују структуру своје финансијске активе. Како би заштитили куповну моћ капитала од потенцијалних инфлаторних притисака, они започињу процес валутне супституције, преусмеравајући вишак динарских средстава у куповину стране валуте. Оваква реалокација портфолија ствара директан притисак на међубанкарско девизно тржиште кроз нагли пораст тражње за девизама. Да би спречила депрецијацију домаће валуте и очувала релативну стабилност девизног курса као сидра инфлационих очекивања, Народна банка Србије реактивно делује као нето продавац девиза. Девизним интервенцијама централна банка апсорбује вишак динарске ликвидности, али то директно узрокује одлив бруто девизних резерви.

- **Екстерни канал (шок платног биланса):** У оквиру овог канала моделује се екстремни негативни шок кроз феномен „изненадног прекида прилива капитала” (*Calvo*, 1998). Наведени сценарио подразумева изненадни и потпуни прекид нето прилива СДИ, при чему се њихова вредност током читавог пројекционог хоризонта од дванаест месеци поставља на нулу, уз могућност благо негативних нето вредности услед репатријације капитала. Са економског аспекта, СДИ представљају кључни прилив за покриће дефицита текућег рачуна платног биланса, при чему оне, поред власничких компоненти, у свом саставу делом обухватају и дужничке инструменте, попут међукомпанијских кредита. Њихов изненадни изостанак онемогућава конвенционално финансирање дефицита спољнотрговинске размене. Будући да тражња за девизама ради подмирења увоза робе и услуга и сервисирања иностраних обавеза остаје висока, а прилив девизног капитала по основу СДИ пресушује, на међубанкарском девизном тржишту долази до оштрог јаза финансирања и значајног сужавања понуде девизне ликвидности. Настали дефицит девизних средстава директно се прелива на централну банку, која је принуђена да компензује недостајући инострани капитал континуираном продајом девиза из девизних резерви како би одржала редовно подмирење међународних обавеза земље и спречила неконтролисане поремећаје на девизном тржишту.
- **Канал системске стабилности (валутна супституција у банкарском сектору):** У оквиру овог канала квантификује се утицај интензивног системског поремећаја кроз континуирани пад степена динаризације укупних пласмана по стопи од 0,50 процентних поена месечно (што кумулативно представља смањење од 6,0 процентних поена на годишњем нивоу). Овај тренд рефлектује нагли пораст перцепције системског ризика и нарушавање поверења тржишних учесника у домаћу валуту, што изазива процес поновне евроизације биланса банкарског сектора. Приликом масовног преливања динарских депозита у девизне, пословне банке су суочене са озбиљним неусклађеностима у валутној структури својих извора и пласмана. Да би одржале регулаторне минимуме нето отворене девизне позиције и задовољиле повећане захтеве за девизном ликвидношћу, пословне банке повлаче девизна средства са својих клириншких и издвојених рачуна код централне банке, односно конвертују вишак динарских

резерви у девизну активу. Овакав структурни заокрет целокупног банкарског сектора ка страниј валути ствара додатни притисак на примарну ликвидност Народне банке Србије, узрокујући директан и брз одлив средстава из девизних резерви.

Математичка реализација стохастичке симулације спроводи се рекурзивно кроз време за хоризонт од дванаест месеци унапред. У сваком појединачном кораку, унутар сваке од 15.000 итерација, генерише се стохастички прираст из претходно процењене *GEV* дистрибуције. Тај асиметрични шок се затим скалира тренутном вредношћу условне волатилности изведене из *GARCH* једначине и имплементира у *ARDL* структуру. Резултујући динамички модел не симулира пасиван пад девизне активе, већ активно квантификује реални обим нето одлива средстава којима Народна банка Србије, путем девизних интервенција на међубанкарском девизном тржишту, стерилише вишак динарске ликвидности и доприноси очувању релативне стабилности девизног курса у најтежим условима ризика од екстремних догађаја. Основна динамичка једначина којом се моделује кретање бруто девизних резерви у периоду пројекције гласи:

$$FXR_{t+h}^{(i)} = c + \sum_{j=1}^p \phi_j FXR_{t+h-j}^{(i)} + \sum_{m=0}^q \beta_m X_{t+h-m}^{(i)} + (\sigma_{t+h|t} \cdot \eta_{t+h}^{(i)})$$

При чему се условна волатилност унутар иновације ажурира кроз придружену *GARCH(1,1)* структуру:

$$\sigma_{t+h|t}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t+h-1}^2 + \beta \sigma_{t+h-1|t}^2$$

а стохастички шок се генерише из дистрибуције екстремних вредности:

$$\eta_{t+h}^{(i)} \sim \text{GEV}(\mu, \psi, \xi)$$

- $FXR_{t+h}^{(i)}$ – симулирана вредност бруто девизних резерви за сваки појединачни месец хоризонта пројекције h ($h = 1, 2, \dots, 12$), у оквиру сваке појединачне Монте Карло итерације i ($i = 1, 2, \dots, 15.000$),
- c – константни члан процењен из дугорочне *ARDL* спецификације,
- ϕ_j – ауторегресиони коефицијенти предвиђања за доцње бруто девизних резерви ($j = 1, \dots, p$),
- β_m – коефицијенти дугорочних и краткорочних мултипликатора за пратеће макроекономске детерминанте,
- $X_{t+h-m}^{(i)}$ – вектор симулираних вредности изабраних макроекономских детерминанти (монетарни агрегат МЗ, СДИ и степен динаризиције пласмана) у хоризонту пројекције,
- $\sigma_{t+h|t}$ – динамичка условна стандардна волатилност изведена из *GARCH(1,1)* спецификације укључујући претпоставку о Студентовој t -расподели, која квантификује тренутну тржишну неизвесност у времену $t + h$ на основу информација доступних у тренутку t ,

- ω, α, β – *GARCH* параметри: константни члан варијансе (ω), *ARCH* параметар краткорочних шокова (α) и *GARCH* параметар перзистентности волатилности (β),
- ε_{t+h-1} – резидуал или шок из претходног периода пројекције,
- $\eta_{t+h}^{(i)}$ – стохастички прираст (случајна варијаблиа) генерисан из емпиријски оцењене *GEV* дистрибуције,
- μ, ψ, ξ – параметри *GEV* дистрибуције: параметар локације (μ), параметар обима (ψ) и параметар облика (ξ) којим се директно мере „тежи репови“ и вероватноћа појаве екстремних шокова.

7.2. Емпиријски резултати стохастичких симулација и валоризација отпорности девизних резерви

Након извршених 15.000 стохастичких симулација на дванаестомесечном хоризонту под дејством конструисаног екстремног системског стрес-сценарија, генерисана је коначна емпиријска густина расподеле будућих стања девизних резерви. Свеобухватни нумерички резултати прорачуна индикатора девизних резерви под ризиком (*FX Reserve-at-Risk – FX RaR*) за различите нивое статистичког поверења систематизовани су у оквиру Табеле 8.

Индикатор девизних резерви под ризиком (*FX Reserve-at-Risk – FX RaR*) представља кључни методолошки оквир за квантитативну оцену системске рањивости девизног биланса у условима екстремних макроекономских поремећаја. Заснован на принципима *Value-at-Risk* концепта, овај показатељ омогућава процену максималног очекиваног пада нивоа девизних резерви са задатим нивоом статистичке поузданости (*Danielsson*, 2011).

Табела 8. Квантификација ризика од екстремних догађаја и пројектованог одлива девизних резерви у условном Монте Карло моделу (децембар 2026)

Индикатор симулираног системског стреса	Вредност показатеља (у млн <i>EUR</i>)	Квантификовани максимални пад девизних резерви
Полазни ниво (децембар 2025)	29.008,3	Полазна тачка економетријског модела
Очекивана вредност након 12 месеци	28.218,21	790,09
Критична вредност на 90% нивоа поверења	25.436,64	3.571,66
Критична вредност на 95% нивоа поверења	24.846,47	4.161,83
Критична вредност на 99% нивоа поверења	23.742,41	5.265,89

Извор: прорачун аутора на основу условног *ARDL-GARCH-GEV* Монте Карло модела са 15.000 итерација.

Очекивана вредност бруто девизних резерви након годину дана непрекидног деловања комбинованих системских притисака износи 28,22 милијарде евра. Поменути исход имплицира маргиналан, постепено дистрибуиран и потпуно контролисан просечни одлив од свега 0,8 милијарди евра (односно пад од тек 2,72% у односу на

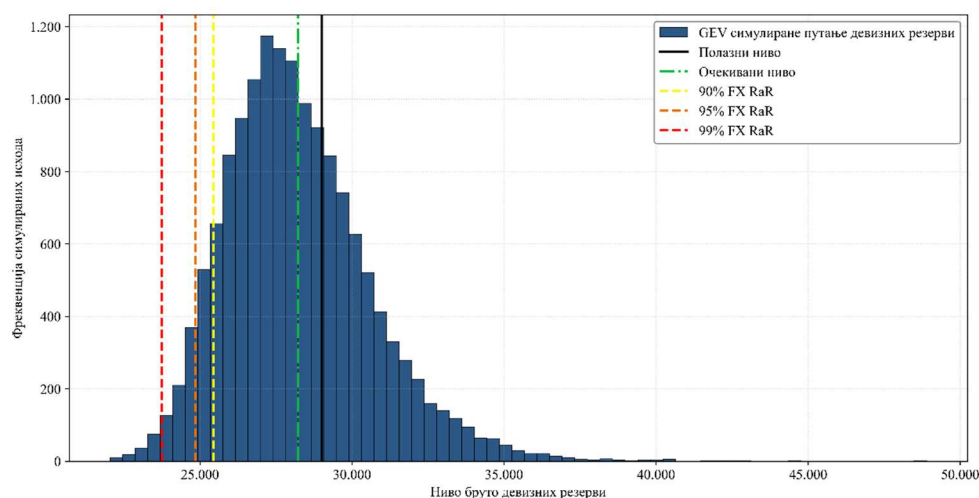
почетни ниво). Економетријски гледано, оваква стабилност централне тачке расподеле представља директну последицу изразито високе вредности ауторегресионог параметра полазне *ARDL* спецификације ($\phi_1 = 0,9717$). Овај коефицијент квантификује високу временску перзистентност и инерцију девизних резерви Народне банке Србије, потврђујући да су расположиви одбрамбени механизми довољно снажни да апсорбују и неутралишу почетне ударне таласе кризе. Истовремено, својство постепеног смиривања условне волатилности током времена гарантује да су привремени скокови волатилности ограниченог карактера. Тиме се отклања могућност неконтролисаног одлива средстава и гарантује стабилност биланса централне банке.

Уколико се анализа помери с просечних вредности ка левом репу емпиријске расподеле, економетријски модел идентификацијом квантила на нивоима поверења од 90% и 95% оцртава оквире могућих, али екстремних макроекономских шокова. Како Графикон 2 илуструје, у овим сценаријима који обухватају епизоде попут одлива капитала, неповољних кретања услова размене или девизних спекулација, вредност девизних резерви спушта се на ниво од 25,44 милијарде евра (при 90% поверења), односно на ниво од 24,85 милијарди евра (при 95% поверења). То у пракси значи да би максимални кумулативни одлив средстава износио између 3,57 и 4,16 милијарди евра.

Са становишта процене спољноекономске стабилности, ови резултати потврђују да Народна банка Србије располаже значајним нивоом девизних резерви. Чак и при материјализацији озбиљних тржишних притисака, систем задржава снажне одбрамбене капацитете. Расположиви девизни механизам омогућава несметано неутралисање нежељених одлива без нарушавања темељне равнотеже на тржишту, што сведочи о дугорочној отпорности домаћег финансијског оквира на спољне шокове.

Позиција на крају левог репа емпиријске расподеле (99% ниво поверења) репрезентује сценарио изузетно мале вероватноће материјализације, али са озбиљним макроекономским последицама (*Black Swan scenario*) (Taleb, 2007). Захваљујући спроведеним 15.000 стохастичких итерација, процена овог квантила је потпуно стабилизована, чиме је отклоњен проблем високе варијансе карактеристичан за стандардне непараметарске методе. На овој критичној тачки јавља се симултана интеракција шокова: убрзани раст монетарног агрегата М3 ствара значајан вишак динарске ликвидности која врши притисак на девизно тржиште, док истовремено долази до пада поверења тржишних учесника (што се одражава кроз пад степена динаризације за 0,50 процентних поена месечно) и наглог успоравања прилива по СДИ.

Графикон 3. Емпиријска расподела девизних резерви Народне банке Србије



Извор: прорачун аутора на основу података Народне банке Србије.

У овим околностима, генерализована дистрибуција екстремних вредности прецизно оцењује асиметрију левог репа дистрибуције и пројектује пад девизних резерви на критични минимум од 23,74 милијарде евра на нивоу поверења од 99%. Нумерички прорачун показује да би централна банка, у случају изразито неповољних макроекономских кретања, за потпуну неутрализацију депрецијацијских притисака и очување стабилности девизног курса морала да утроши максимално 5,17 милијарди евра бруто девизних резерви. Иако поменути износ представља значајан расход (око 17,8% почетне активе), чињеница да систем чак и у овом сценарију задржава преко 23,8 милијарди евра ликвидности представља снажну потврду укупне стабилности. Модел емпиријски потврђује да су постојећи заштитни механизми довољно робусни да апсорбују и најтеже екстремне шокове, чиме су кредибилитет монетарне политике и стабилност домаћег курса дугорочно очувани.

8. Закључак

Емпиријска анализа спроведена у овом раду недвосмислено потврђује високу отпорност, структурну стабилност и методолошку робусност макроекономског оквира Народне банке Србије. Применом напредних линеарних и нелинеарних економетријских спецификација (*ARDL/NARDL*) на узорку од јануара 2008. до децембра 2025. године, доказано је да су бруто девизне резерве еволуирале из пасивног показатеља екстерне ликвидности у кључни инструмент макроекономске стабилности домаћег финансијског система.

Резултати граничног теста потврђују постојање стабилног дугорочног коинтеграционог односа у систему, унутар којег монетарни агрегат М3 има доминантну улогу. С дугорочним коефицијентом од 1,70, овај агрегат представља кључни стуб стабилности, што имплицира да је експанзија домаће ликвидности конзистентно подржана адекватном девизном активом **успешним интервенцијама на**

међубанкарском тржишту, чиме су правовремено неутралисани спекулативни притисци на курс динара.

Процена дугорочних мултипликатора пружа снажан емпиријски доказ о оправданости Стратегије динаризации. Статистички значајан негативан коефицијент уз степен динаризации пласмана ($-0,09$) указује на то да раст учешћа динарских кредита суштински ограничава системски ризик изложености девизном курсу, чиме се смањује потреба за држањем прекомерних, превентивних девизних средстава. Налази *NARDL* модела додатно потврђују отпорност система: девизне резерве су успешно изоловане од негативних монетарних потреса, јер централна банка ефикасним интервенцијама брзо апсорбује краткорочне валутне шокове, спречавајући њихово преливање у дугорочне неравнотеже.

Управљање профилем ризика, тестирано *GARCH(1,1)* спецификацијом с претпоставком о Студентовој t -расподели, открива високу оперативну ефикасност домаћег монетарног система. Одсуство статистички значајних *ARCH* и *GARCH* параметара показује да шокови не изазивају дугорочно нагомилавање или перзистентност волатилности. Другим речима, екстерни притисци се ефикасно амортизују деловањем централне банке, чиме се спречава ширење нестабилности и одржава висока предвидљивост макроекономског амбијента. У методолошком смислу, централно место у раду заузима условни макроекономски стрес-тест са 15.000 стохастичких Монте Карло симулација, који пружа финалну институционалну потврду високе отпорности домаћег монетарног оквира. Анализа екстремног сценарија „црног лабуда”, који симултано активира нагли раст МЗ, потпуни прекид прилива СДИ и оштар пад степена динаризации, показује да би при нивоу поверења од 99% максимални кумулативни одлив износио 5.166,42 милиона евра. Чињеница да се бруто девизне резерве и након таквог шока задржавају преко 23,8 милијарди евра расположиве ликвидности представља кључни доказ да је кредибилитет домаћег монетарног сидра дугорочно осигуран и одржив.

У сврху даљег јачања макрофинансијске стабилности и оптимизације оквира монетарне политике, представљени резултати намећу две кључне препоруке за креаторе економске политике које се односе на наставак праксе правовремених и одмерених двосмерних интервенција на међубанкарском девизном тржишту ради ефикасног ублажавања краткорочних шокова ликвидности, затим на даље јачање и институционалну подршку процесу динаризации развојем динарских инструмената.

На крају, спроведени дијагностички тестови стабилности параметара потврђују одсуство структурних ломова и стабилност процењених параметара кроз седамнаестогодишњи узорак обележен бројним глобалним кризама. Ови налази указују на то да се политика Народне банке Србије темељи на конзистентном институционалном оквиру. Акумулиране девизне резерве и ефикасни трансмисиони механизми превазилазе традиционалну улогу пуког амортизера шокова и представљају кључни ослонац за очување финансијске стабилности и дугорочни економски раст Републике Србије у условима наглашене глобалне неизвесности.

Литература

- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267–283.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–163.
- Calvo, G. A. (1998). Capital flows and capital-market crises: The simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, 1(1), 35–54.
- Coles, S. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer.
- Danielsson, J. (2011). *Financial risk forecasting: The theory and practice of forecasting market risk with implementation in R and Matlab*. John Wiley and Sons.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 55(2), 163–172.
- Jeanne, O., & Rancière, R. (2006). *The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: Formulas and Applications*. IMF Working Paper No. 06/229. International Monetary Fund.
- Jeanne, O., & Rancière, R. (2011). The optimal level of international reserves. *The Economic Journal*, 121(555), 905–930.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2012). *International Economics: Theory & Policy* (9th ed., chapter 14). Addison-Wesley/Pearson.
- McNeil, A. J., & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300.
- Народна банка Србије (2025). Годишњи извештај о стабилности финансијског система у 2025. години. Народна банка Србије.
- 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.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). Springer, New York, NY.
- Taleb, N. N. (2007). *The Black Swan: The Impact of the Highly Improbable*. Random House.
- Wooldridge, J. M. (2021). *Introductory econometrics* (7th ed.). Cengage Learning.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

Интернет линкови:

<https://nbs.rs>

СТРУЧНИ РАДОВИ

УПОТРЕБА ДУБОКОГ УЧЕЊА У ПРОГНОЗИ ГОТОВОГ НОВЦА У ОПТИЦАЈУ

Иван Поповић

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за монетарне и девизне операције

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Употреба дубоког учења у прогнози готовог новца у оптицају

Иван Поповић

Апстракт: Ради унапређења квалитета дневне прогнозе готовог новца у оптицају (ГНО), развијена су четири модела дубоког машинског учења. Перформансе ових модела систематски су упоређене с постојећим моделом *ARIMAX* (65,1,65,18), коригованим експертском проценом. Анализа обухвата период од јануара 2025. до марта 2026. године и заснива се на временској серији од 5.497 дневних опсервација. Резултати показују да модел *ARIMAX* остварује супериорне перформансе у разматраном периоду, док модел *LSTM* с *L1 + L2 ElasticNet* регуларизацијом (Модел 3) достиже виши коефицијент детерминације када се из анализе искључи јануар 2025. године, период обележен непредвиђеном променом у динамици исплате пензија. Рад разрађује математичке основе оба приступа, детаљно описује архитектуру развијених модела и анализира феномен *overfitting*-а.

Кључне речи: *LSTM*, *ARIMAX*, готов новац у оптицају, машинско учење, дубоко учење, *overfitting*, регуларизација, *ElasticNet*.

[JEL Code]: C22, C45, C53, E41, E51.

Нетехнички резиме

Предмет истраживања овог рада јесте прогноза готовог новца у оптицају (ГНО) као једног од важних аутономних фактора који утиче на ликвидност банкарског сектора. Потражња за готовином следи предвидиве обрасце – расте уочи викенда, на почетку месеца и пред празнике, али је подложна и наглим, тешко предвидивим скоковима када држава, на пример, промени термин исплате пензија или социјалних давања.

Класични статистички приступ прогнозирању готовог новца (модел *ARIMAX*) подразумева да аналитичар, на основу искуства, унапред дефинише све факторе за које сматра да утичу на кретање готовине – датуме празника, термине исплата, сезонске обрасце и слично. Овај приступ је проверен, транспарентан и даје резултате које је лако интерпретирати.

Модел дубоког машинског учења (модел *LSTM*) засновани на неуронским мрежама раде другачије – самостално откривају обрасце у великим количинама историјских података, без претходног задавања правила. Њихову потенцијалну предност чини способност да уоче сложене зависности које аналитичар можда не би препознао. Међутим, кључно питање остаје колико добро функционишу када се у пракси догоди нешто ново – промена коју нису имали прилику да науче из прошлих података.

Класични статистички модел узима у обзир кретање готовине из претходних 65 дана и ослања се на 18 унапред дефинисаних фактора које је аналитичар препознао као значајне – датуме исплата, празнике, почетак месеца и слично.

Четири модела неуронских мрежа пројектована су с прогресивно строжим мерама предострожности против такозване „преприлагођености” (*overfitting*) – честе слабости модела вештачке интелигенције која се огледа у томе да модел одлично описује историјске податке на којима је трениран, али да даје лоше резултате када се суочи с новим, невиђеним ситуацијама. Сваки наредни модел имао је додатне механизме заштите од ове појаве, од најједноставније конфигурације до најсложеније с деветоструком заштитом.

Класични модел, уз стручну корекцију аналитичара, показао се као најпоузданији у тестираном периоду. Модел неуронских мрежа заказали су у јануару 2025. године, када је промењен термин исплате пензија, нешто с чим се раније нису сусретали и нису могли да предвиде. Када се тај месец искључи из поређења, неуронске мреже постижу боље резултате, што указује на то да, уз довољно репрезентативне историјске податке, имају реалан потенцијал да надмаше класичан приступ.

Посебно се истиче трећи модел заснован на неуронским мрежама, који је, захваљујући додатним механизмима заштите од преприлагођености, боље развио способност да се прилагоди новим, невиђеним ситуацијама, а не само да добро описује оно што је већ виђено у прошлости.

Садржај:

1. Увод.....	70
2. Теоријска основа и преглед релевантне литературе	70
2.1. Прогноза ликвидности у централном банкарству.....	70
2.2. Модел <i>ARIMA</i> и <i>ARIMAX</i> у прогнози временских серија.....	71
2.3. <i>LSTM</i> мреже у прогнози економских временских серија.....	71
2.4. <i>Overfitting</i> и регуларизација у дубоком учењу	72
3. Математичка формулација модела	72
3.1. <i>ARIMAX</i> модел.....	72
3.1.1. Основна структура.....	72
3.1.2. Стационарност и идентификација.....	73
3.1.3. Егзогене променљиве	73
3.1.4. Дијагностика резидуала модела <i>ARIMAX</i>	74
3.2. Модел <i>LSTM</i>	75
3.2.1. Архитектура <i>LSTM</i> ћелије.....	75
3.2.2. Густо повезани слојеви (<i>Dense</i>) и активационе функције	76
3.2.3. <i>ElasticNet</i> регуларизација	76
3.2.4. Прозорски механизам и итеративна прогноза	77
3.2.5. Параметри евалуације	77
4. Развијени модели и емпиријски резултати.....	78
4.1. Припрема података за анализу.....	78
4.2. Модел 1: <i>LSTM</i> (128→64→16→1).....	79
4.2.1. Архитектура и параметри	79
4.2.2. Резултати и дијагностика	79
4.3. Модел 2: <i>LSTM</i> (128→64→16→1) – други критеријум <i>overfitting</i> -а	80
4.4. Модел 3: <i>LSTM</i> (128→64→16→1) са <i>ElasticNet</i> регуларизацијом	81
4.5. Модел 4: <i>LSTM</i> (64→32→8→1) – <i>anti-overfitting</i> архитектура.....	82
4.6. Модел <i>ARIMAX</i> (65,1,65,18)	84
5. Упоредна анализа перформанси.....	85
5.1. Показатељи	85
5.2. Месечна анализа перформанси.....	86
5.3. Анализа грешака	87
6. Закључак.....	88
Прилог: Детаљно поређење архитектура модела	90
Литература	93
Скраћенице.....	94

1. Увод

Управљање дневном ликвидношћу банкарског сектора један је од темељних оперативних задатака сваке централне банке. У оквиру аутономних фактора свакодневно се процењује кретање готовог новца у оптицају (ГНО) како би централна банка правовремено реаговала на промене ликвидности банкарског сектора.

Временску серију дневних промена ГНО карактеришу три структурна својства која је чине изузетно захтевном за моделирање: (1) изражена вишедимензионална сезоналност (недељни, месечни и годишњи циклуси), (2) присуство импулсних шокова повезаних с државним и верским празницима и (3) повремене структурне промене узроковане променама у фискалној и социјалној политици, попут измене динамике исплате пензија, неочекиваних економских шокова и промена у понашању грађана.

Традиционални економетријски модели класе *ARIMA*, а нарочито њихова проширена форма *ARIMAX* са егзогеним променљивим, дуго су представљали стандард у прогнозирању новчаних токова централних банака. Напредак у области машинског учења, а посебно развој архитектура дубоког учења за временске серије, отворио је питање да ли модели типа *LSTM* (*Long Short-Term Memory*) могу да конкуришу или надмаше класичне економетријске приступе у овом специфичном задатку.

Модели дубоког машинског учења типа *LSTM* развијени су у програмском језику *Python*, уз коришћење алата вештачке интелигенције, *Claude* и *ChatGPT*-а, као помоћних средстава у развоју кода.

Овај рад има троструки циљ: (1) развити и систематски анализирати четири *LSTM* модела прилагођена прогнози дневних промена ГНО; (2) упоредити их с постојећим моделом *ARIMAX* (65,1,65,18), који се оперативно користи; (3) на основу емпиријских резултата дати конкретне препоруке у избору модела за прогнозу ГНО. Посебна пажња посвећена је проблему *overfitting*-а, појави при којој модел изузетно добро описује податке на којима је трениран, али лоше генерализује, односно ради с новим подацима, што је кључни фактор при оцени употребљивости модела *LSTM* у пракси. Рад је организован на следећи начин: Поглавље 2 приказује теоријску основу и преглед релевантне литературе; Поглавље 3 описује математичке формулације оба приступа; Поглавље 4 представља развијене моделе и емпиријске резултате; Поглавље 5 доноси упоредну анализу; Поглавље 6 износи закључке анализе.

2. Теоријска основа и преглед релевантне литературе

2.1. Прогноза ликвидности у централном банкарству

Централне банке су од средине деведесетих година 20. века интензивно развијале квантитативне моделе за прогнозирање аутономних фактора ликвидности, међу које спада и ГНО. Пионирски радови *Bindseil et al.* (2002) и *Whitesell* (2006) систематизују

приступе прогнози ликвидности у зони евра, идентификујући сезоналност и календарске ефекте као доминантне генераторе предвидиве варијабилности.

У контексту аутономних фактора, сезоналност ГНО је посебно изражена. Крајем децембра и почетком јануара, током периода пензије, генеришу се осцилације ГНО које могу бити за ред величине веће од типичног дневног кретања. Моделирање овог ефекта захтева експлицитне вештачке променљиве или примену архитектура способних да аутоматски препознају вишеструке сезонске циклусе.

2.2. Модели *ARIMA* и *ARIMAX* у прогнози временских серија

Box и *Jenkins* (1970) поставили су темеље савременог приступа моделирању временских серија кроз *ARIMA* (*AutoRegressive Integrated Moving Average*) оквир. Овај модел обједињује ауторегресиону компоненту, диференцирање ради постизања стационарности и компоненту покретних просека, чиме се формира флексибилан алат за линеарно моделирање стохастичких процеса.

Проширење на *ARIMAX* (*ARIMA* са егзогеним променљивим), које је формализовао *Hamilton* (1994), омогућава укључивање детерминистичких сезонских ефеката и егзогених шокова директно у структуру модела. Ова особина чини модел *ARIMAX* нарочито прикладним за прогнозу ГНО, јер је утицај празника и календарских фактора доминантан и може се прецизно квантификовати статистичким тестирањем коефицијената уз егзогене променљиве.

Студије *Brockwell* и *Davis* (2002) и *Lütkepohl* (2005) документују да модели *ARIMAX* остварују високу предиктивну тачност на сезонским макроекономским серијама када су егзогене променљиве правилно спецификоване. Ограничење приступа лежи у претпоставци линеарности веза и потреби за ручним спецификавањем свих релевантних променљивих.

2.3. *LSTM* мреже у прогнози економских временских серија

Hochreiter и *Schmidhuber* (1997) увели су *LSTM* архитектуру као решење за проблем нестајања градијената (*vanishing gradient problem*) у класичним рекурентним неуронским мрежама. Механизми пролаза или капија (*gating mechanisms*) *LSTM* ћелије омогућавају селективно памћење дугорочних зависности, што је кључно за економске серије с дугом меморијом.

Fischer и *Krauss* (2018) показују да *LSTM* мреже надмашују класичне статистичке моделе у прогнози приноса на *S&P 500* акције, посебно у турбулентним периодима. *Makridakis et al.* (2018) у четвртом међународном такмичењу прогноза (M4), међутим, документују да хибридни приступи који комбинују статистичке моделе и машинско учење конзистентно надмашују оба приступа појединачно.

У контексту прогнозе новчаних токова централних банака, *Papadimitriou et al.* (2019) примењују модел *LSTM* на дневне токове ликвидности Европске централне банке и налазе побољшање у поређењу с моделима *ARIMA* за хоризонте прогнозе краће од пет

дана. *Huang et al.* (2020) документују да регуларизационе технике, нарочито *Dropout* и *L2* регуларизација, имају критичан утицај на генерализационе перформансе модела *LSTM* на кратким финансијским серијама.

Кључно истраживачко питање које остаје отворено јесте у којој мери модели *LSTM* робустно генерализују када настану структурни ломови у серији, где су класични економетријски модели са експертским прилагођавањем показали предност у емпиријским студијама.

2.4. *Overfitting* и регуларизација у дубоком учењу

Overfitting – ситуација у којој модел превише добро описује податке на којима је трениран (тренинг податке), укључујући случајни шум, али слабо предвиђа нове опсервације – представља основни проблем у примени дубоких неуронских мрежа на економске серије са ограниченим бројем опсервација. *Srivastava et al.* (2014) уводе *Dropout* регуларизацију као ефикасан механизам превенције *overfitting*-а, док *Ioffe* и *Szegedy* (2015) развијају *Batch Normalization*, која стабилизује дистрибуцију активација између слојева.

Zou и *Hastie* (2005) формализују *ElasticNet* регуларизацију као комбинацију *L1* (*Lasso*) и *L2* (*Ridge*) пенала. *L1* регуларизација форсира ретка решења елиминацијом неважних параметара, док *L2* спречава експлозију параметара. Комбинација ових приступа даје модел који је истовремено једноставан (парсимониозан), стабилан и отпоран на мултиколинеарност у улазним променљивима.

3. Математичка формулација модела

3.1. *ARIMAX* модел

3.1.1. Основна структура

Нека је y_t дневна промена ГНО у тренутку t . *ARIMAX* (p, d, q) модел са егзогеним променљивима X_t дефинише се као:

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t + \beta'X_t \quad (3.1)$$

где су:

$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ – ауторегресивни полином (*AR*) реда p у оператору доцње L , који моделира зависност од сопствених прошлих вредности;

$\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$ – полином покретних просека (*MA*) реда q , који моделира зависност од прошлих грешака прогнозе;

$(1-L)^d$ – оператор разлике (диференцирања) реда d , којим се временски ред чини стационарним;

$\varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$ – процес бели шум (*White Noise*) с нултом средином и константном варијансом;

X_t – вектор егзогених променљивих (вештачке сезонске променљиве, празници);

β' – вектор коефицијената уз егзогене променљиве.

3.1.2. Стационарност и идентификација

Услов стационарности модела *ARIMAX* захтева да се сви инверзни корени полинома $\Phi(z)$ налазе унутар јединичног круга у комплексној равни, тј. $|z| < 1$ за свако z такво да је $\Phi(z) = 0$. Аналогно, инвертибилност модела захтева да се сви инверзни корени полинома $\Theta(z)$ налазе унутар јединичног круга.

Модел *ARIMAX* (65,1,65,18) изабран је на основу упоредне анализе коефицијента детерминације и *AIC/BIC* критеријума, у конкуренцији модела с различитим редовима *AR* и *MA* компонената. За модел *ARIMAX* (65,1,65,18), који се анализира у овом раду, $d = 1$ означава моделирање дневних промена ГНО (прва диференца), а не ниво серије. Ово одговара емпиријском налазу да је ГНО интегрисан процес реда један $I(1)$, што је потврђено *Augmented Dickey-Fuller*-овим тестом (*ADF* тест). Ауторегресивни део ($p = 65$) и део покретних просека ($q = 65$), заједно са 18 егзогених променљивих, дају моделу капацитет да разуме сезоналност распона до три месеца уназад.

$$\Delta y_t = (1-L)y_t = y_t - y_{t-1} \quad (3.2)$$

где Δy_t представља дневну промену ГНО у милионима динара.

3.1.3. Егзогене променљиве

У моделу *ARIMAX* (65,1,65,18) укључене су следеће категорије егзогених променљивих:

- недељни ефекти (број недеље у години, четири бинарне променљиве): $W1$, $W6$, $W10$ и $W48$, где $W_j = 1$ ако је прва недеља у години;
- месечни ефекти (1 бинарна променљива): *Secondw* друга недеља у месецу;
- ефекти празника (13 променљивих): бинарне променљиве за државне и верске празнике;

$$X_t = [W1, W6, W10, W48, \text{SECONDW}, \text{NY_1A}, \text{NY_4A}, \text{NY_5A}, \text{CHR_2A}, \text{EH_1A}, \text{EH_2A}, \text{TW1}, \text{TW4}, \text{WT1}, \text{WT4}, \text{MT2}, \text{MT3}, \text{MT4}] \quad (3.3)$$

Укупно 18 статистички значајних егзогених променљивих означено је на основу p -вредности $\leq 0,10$ (ниво значајности 10%), чиме се обезбеђује да свака променљива доприноси објашњењу варијансе зависне променљиве.

Селекција егзогених променљивих одвијала се у више итерација. У првом кораку, за сваку кандидат-променљиву тестирана је статистичка значајност у једноставном регресионом моделу. У другом кораку, променљиве су укључиване по редоследу статистичке значајности, уз проверу мултиколинеарности (*Variance Inflation Factor* –

VIF тест). У трећем кораку, финална спецификација оцењена је на основу *Akaike*-овог информационог критеријума (*AIC*) и *Bayes-Schwartz*-овог критеријума (*BIC*):

$$AIC = -2 \ln(L) + 2k \quad (3.4)$$

$$BIC = -2 \ln(L) + k \ln(n) \quad (3.5)$$

где је L максимална вредност функције веродостојности, k број параметара, а n број опсервација. Минимизација *AIC/BIC* критеријума обезбеђује оптималан баланс између прилагођености подацима и једноставности (парсимонијозности) модела.

3.1.4. Дијагностика резидуала модела *ARIMAX*

Валидност модела *ARIMAX* проверава се серијом дијагностичких тестова примењених на резидуалима $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$:

***Durbin-Watson* тест:** тестира присуство аутокорељације првог реда у резидуалима. $DW \approx 2$ указује на одсуство аутокорељације; $DW < 2$ сугерише позитивну, а $DW > 2$ негативну аутокорељацију. За *ARIMAX* (65,1,65,18) добијено је $DW = 2,02$, што је задовољавајуће.

***Ljung-Box Q* тест:** тестира $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ за све доцње до m . Неодбацивање H_0 потврђује да су резидуали бели шум, односно да је сва сезонска структура адекватно моделирана.

***Jarque-Bera* тест:** тестира нормалност дистрибуције резидуала на основу коефицијената асиметричности (*skewness*) и заобљености (*kurtosis*). Блага одступања од нормалности су уобичајена за високофреквентне финансијске серије.

***ARCH* тест:** тестира присуство условне хетероскедастичности, односно ситуације у којој варијанса грешака није константна кроз време. Присуство *ARCH* ефеката може захтевати проширење модела *GARCH* компонентом.

Сви дијагностички тестови потврђују адекватност спецификације модела *ARIMAX* (65,1,65,18): $DW = 2,02$ (без аутокорељације), Q тест не одбацује H_0 за доцње до 100, а дистрибуција резидуала је приближно симетрична, што потврђује да модел адекватно разуме сезонску структуру ГНО.

ARCH тест указује на статистички значајно присуство условне хетероскедастичности у резидуалима (F -статистика = 2,39, $p = 0,0049$); њен практични утицај на поузданост модела је ограничен. Томе доприноси и величина узорка од 711 опсервација, која обезбеђује довољну асимптотску основу за апсорпцију уоченог облика условне хетероскедастичности.

3.2. Модел *LSTM*

3.2.1. Архитектура *LSTM* ћелије

LSTM ћелија је основна градивна јединица рекурентних дубоких мрежа с механизмима у облику капија. У временском кораку t , уз улазни вектор x_t и претходно скривено стање h_{t-1} , *LSTM* ћелија рачуна (Дијаграм 1):

$$i_t = \sigma(W_i \cdot [h_{t-1}, x_t] + b_i) \quad (3.4)$$

Улазна капија или пролаз (Input gate): одређује које се нове информације уписују у ћелијско стање.

$$f_t = \sigma(W_f \cdot [h_{t-1}, x_t] + b_f) \quad (3.5)$$

Капија или пролаз заборав (Forget gate): одређује колики удео претходног ћелијског стања се задржава.

$$g_t = \tanh(W_g \cdot [h_{t-1}, x_t] + b_g) \quad (3.6)$$

Ново ћелијско стање: нови кандидати, вредности за ажурирање меморије.

$$C_t = f_t \odot C_{t-1} + i_t \odot g_t \quad (3.7)$$

Ажурирање стања ћелије: комбинација задржаних старих информација и нових кандидата.

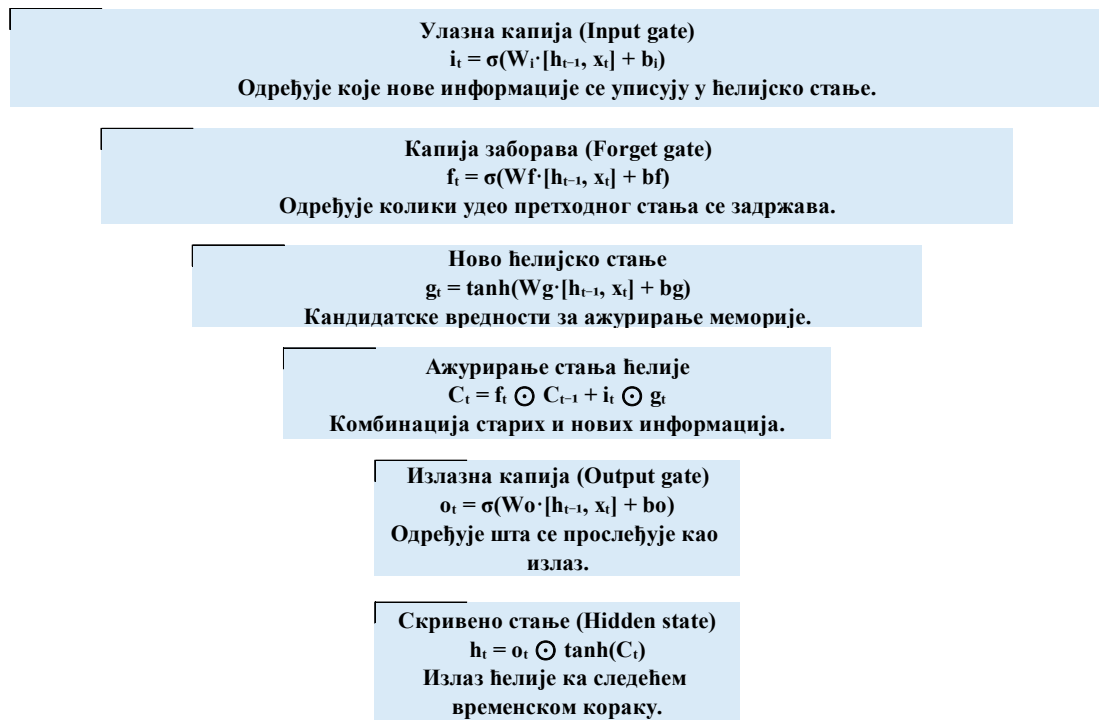
$$o_t = \sigma(W_o \cdot [h_{t-1}, x_t] + b_o) \quad (3.8)$$

Излазна капија или пролаз (Output gate): одређује које информације из ћелијског стања се користе као излаз.

$$h_t = o_t \odot \tanh(C_t) \quad (3.9)$$

Скривено стање (Hidden state): излаз ћелије који се прослеђује следећем временском кораку.

где су: $\sigma(\cdot)$ – *sigmoid* функција; $\tanh(\cdot)$ – хиперболички тангенс; $\odot$ – елемент-wise (*Hadamard*) множење; W_f, W_i, W_g, W_o – матрице тежина капија; b_f, b_i, b_g, b_o – вектори пристрасности (*bias*).

Дијаграм 1. Архитектура *LSTM* ћелије

3.2.2. Густо повезани слојеви (*Dense*) и активационе функције

Након *LSTM* слојева, мрежа користи густо повезане (*Dense*) слојеве за нелинеарну трансформацију апстрахованих репрезентација:

$$a^{(l)} = f^{(l)}(W^{(l)} \cdot a^{(l-1)} + b^{(l)}) \quad (3.10)$$

где је $f^{(l)}$ активациона функција слоја l . За скривене *Dense* слојеве користи се *ReLU* (*Rectified Linear Unit*):

$$\text{ReLU}(z) = \max(0, z) \quad (3.11)$$

ReLU активација уводи нелинеарност без проблема нестајања градијената за позитивне вредности. За финални излазни слој који прогнозира промену ГНО – променљиву без ограничења на предзнак – користи се линеарна активација:

$$f^{(l)}(\text{излаз})(z) = z \quad (3.12)$$

3.2.3. *ElasticNet* регуларизација

$L1 + L2$ *ElasticNet* регуларизација модификује функцију губитка (*loss function*) додавањем пенала на пондере мреже:

$$L_{\text{total}} = L_{\text{MSE}} + \lambda_1 \sum |w_j| + \lambda_2 \sum w_j^2 \quad (3.13)$$

где је $L_{\text{MSE}} = (1/n) \sum (y_t - \hat{y}_t)^2$ средња квадратна грешка, $\lambda_1 = 0,0001$ (*L1 Lasso* пенал) и $\lambda_2 = 0,001$ (*L2 Ridge* пенал). *L1* пенал форсира ретка решења (свођење неважних

параметара на нулу), док $L2$ пенал смањује амплитуде свих параметара и тиме повећава стабилност модела.

3.2.4. Прозорски механизам и итеративна прогноза

Модел $LSTM$ примењују клизећи прозор (*sliding window*) дужине T_w за структурирање улазних података:

$$X_t^{(window)} = [x_{t-T_w+1}, x_{t-T_w+2}, \dots, x_t] \quad (3.14)$$

где је $T_w = 30$ радних дана за Моделе 1–3, тј. $T_w = 20$ за Модел 4. Сваки узорак у тренинг скупу јесте секвенца од T_w узастопних опсервација, а излаз је прогноза за један корак унапред.

За дугорочну прогнозу примењује се итеративна (рекурентна) стратегија:

$$\hat{y}_{t+k} = f_{LSTM}([\hat{y}_{t+1}, \dots, \hat{y}_{t+k-1}, x_{t+k}]) \quad (3.15)$$

при чему се прогнозирана вредност из претходног корака користи као улаз за следећи корак. Ова стратегија је неопходна за прогнозирање у временском хоризонту до краја 2035. године, али је извор акумулације грешака на дугим хоризонтима.

3.2.5. Параметри евалуације

Перформансе модела мерене су следећим стандардним параметрима:

– коефицијент детерминације R^2 који показује колики проценат варијације промена ГНО је објашњено моделом.

$$R^2 = 1 - \Sigma(y_t - \hat{y}_t)^2 / \Sigma(y_t - \bar{y})^2 \quad (3.16)$$

$$\text{– средња апсолутна грешка (MAE)} = (1/n) \Sigma |y_t - \hat{y}_t| \quad (3.17)$$

$$\text{– корен средње квадратне грешке (RMSE)} = \sqrt{[(1/n) \Sigma (y_t - \hat{y}_t)^2]} \quad (3.18)$$

$$\text{– смер тачности предвиђања промена ГНО (Direction Accuracy)} = (1/n) \Sigma 1[\text{sgn}(y_t - y_{t-1}) = \text{sgn}(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})] \quad (3.19)$$

Параметри се израчунавају у процесу тренирања модела у којем модел аутоматски идентификује 80 потенцијалних периода који могу бити статистички значајни у прогнозирању дневних промена ГНО и у периоду тестирања модела у којем се врши селекција модела избором периода у којем су грешке прогнозе најниже. Период тренирања модела обухвата интервал од 31. 12. 2004. до 31. 12. 2024. године, а период тестирања је 2025. година.

$MAE\ gap$ и $RMSE\ gap$ представљају показатеље који мере колико модел има добре перформансе у периоду тестирања. $MAE\ gap$ и $RMSE\ gap$, као мере *overfitting*-а, дефинишу се као релативне разлике између тренинг и тест параметара:

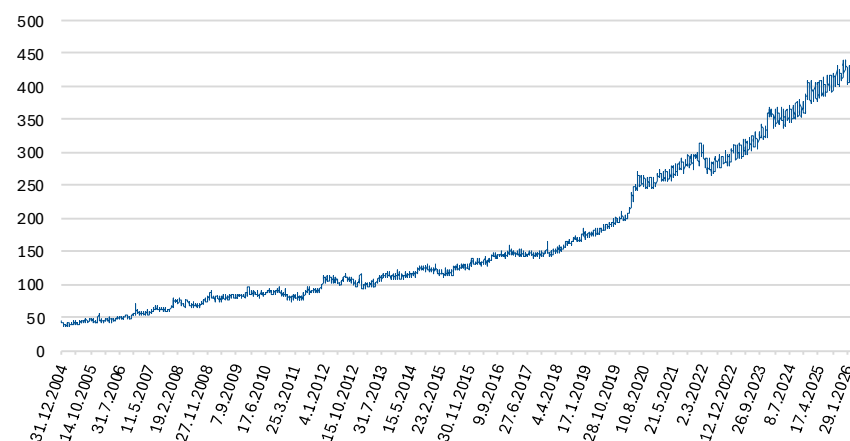
$$MAE_gap = (MAE_test - MAE_train) / MAE_train \times 100\% \quad (3.20)$$

4. Развијени модели и емпиријски резултати

4.1. Припрема података за анализу

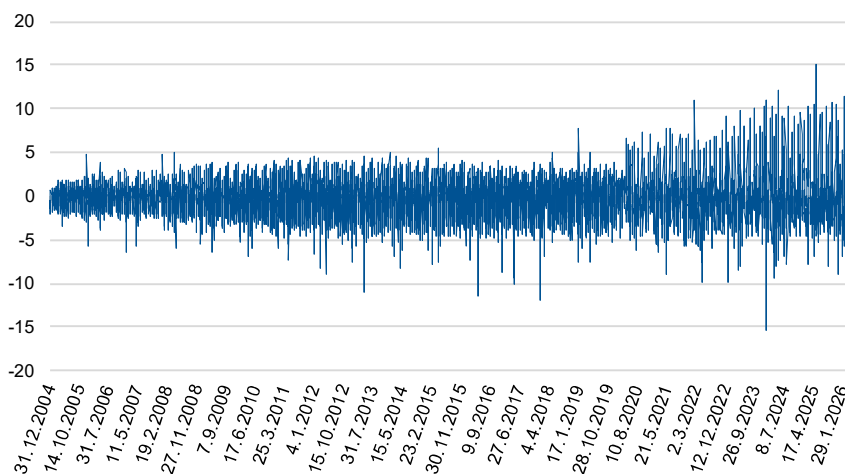
Анализа се заснива на временској серији дневних промена ГНО у периоду од 31. децембра 2004. до 26. јануара 2026. године – укупно 5.497 радних дана (опсервација).

Графикон 1. Готов новац у оптицају (дневна стања)
у млрд. RSD



Извор: НБС.

Графикон 2. Готов новац у оптицају (дневне промене)
у млрд. RSD



Извор: НБС.

Серија ГНО одликује се следећим статистичким својствима: средња вредност дневне промене блиска нули, стандардна девијација реда величине 2–3 милијарде динара, јака позитивна асиметрија (*skewness*) услед асиметричних децембарских и јануарских ефеката, и присуство вишеструких сезонских циклуса (5-дневни, ~22-дневни, ~65-дневни, 260-дневни).

Применом *ADF* теста стационарности потврђено је да дневне промене ГНО (Δy_t) јесу стационарне ($p < 0,01$), док је ниво ГНО интегрисан процес $I(1)$. У свим *LSTM*

моделима зависна променљива је стандардизована ($mean = 0$, $std = 1$) пре тренирања и денормализована (враћена на оригиналне вредности) при евалуацији.

4.2. Модел 1: $LSTM(128 \rightarrow 64 \rightarrow 16 \rightarrow I)$

4.2.1. Архитектура и параметри

Модел 1 је дубока неуронска мрежа типа $LSTM$, конструисана у архитектури левка с четири слоја, са укупно 200.500 тренираних параметара. Улазни простор обухвата 164 променљиве: 129 егзогених променљивих, 34 аутоматски генерисане сезонске променљиве и претходне вредности циљане променљиве. Прозорски механизам од 30 радних дана подразумева да свака опсервација у тренинг скупу има улазни тензор, димензија $[30 \times 164]$, односно структуру података која се прослеђује моделу као улаз за обраду и учење (Табела 1).

Табела 1. Архитектура и хиперпараметри Модела 1

Параметар	Вредност	Напомена
Архитектура слојева	$128 \rightarrow 64 \rightarrow 16 \rightarrow 1$	Левак; $LSTM + Dense$
Број параметара	200.500	74,8% у првом слоју
Прозорски механизам	30 радних дана	Клизећи прозор
<i>Dropout</i>	0,30	Између $LSTM$ слојева
Оптимизатор	Адам	$lr = 0,001$ (default)
<i>Batch</i> величина	16	Мање $\rightarrow$ боља генерализација
<i>EarlyStopping patience</i>	10 епоха	Монитор: val_loss , колико модел греша на новим подацима
Тренинг период (оптималан)	2. 3. 2006 – 31. 12. 2024	4.914 опсервација
Регуларизација	Само <i>Dropout</i>	Без L1/L2

У процесу тренирања, модел је применом клизног прозора дужине 30 радних дана аутоматски препознао 80 потенцијалних периода који би могли бити статистички значајни за прогнозирање промена ГНО. Од свих анализираних периода, модел је као оптималан издвојио онај у којем су грешке прогнозе у периоду тестирања (2025. година) најниже, односно у којем је коефицијент детерминације (R^2) највиши. Модел 1 препознаје период који почиње 2. марта 2006. као оптималан, са $R^2 = 0,9019$ на тренинг скупу.

4.2.2. Резултати и дијагностика

На тест скупу (261 опсервација, 2025. година) Модел 1 остварује $R^2 = 0,7745$ и $MAE = 1.329$ милиона динара, са смером промене (*Direction Accuracy*) = 82,3%, што указује на то да модел тачно прогнозира смер дневне промене ГНО у више од четири од пет

случајева (82%). Ово је уједно и највиши ниво тачности прогнозе смера дневних промена ГНО међу свим тестираним моделима.

Међутим, анализа *overfitting*-а открива значајан раскорак између тренинг теста и тест перформанси: *MAE gap* износи +162,5%, што далеко премашује гранични ниво од 20%. Модел је научио напамет историјске обрасце, укључујући специфичности шума у тренинг скупу, што га чини потенцијално нестабилним у дугорочним прогнозама.

Детаљни увид у месечне перформансе открива занимљиву хетерогеност: у осам од 15 анализираних месеци Модел 1 постиже R^2 изнад 0,75, док у преосталих седам месеци (углавном у јануару и децембру) бележи значајан пад. Ово је конзистентно с познатом особином *LSTM* модела – добра перформанса у редовним условима, али повишена осетљивост на структурне аномалије.

Интересантан је и налаз који се односи на грешку смера (*Direction Error*): од 261 прогнозираног дана, Модел 1 погрешно идентификује смер промене у 47 случајева (17,7%). Од тих 47 случајева, 31 (66%) јавља се у јануару и децембру, што додатно потврђује да су празнично-сезонски периоди кључни извор грешака свих модела (Табела 2).

Табела 2. Модел 1 – најважнији параметри

🔍 TRAIN vs TEST — OVERFITTING АНАЛИЗА						
Параметри	Train вредност	Test вредност	Разлика (Test – Train)	Разлика %	Статус	Тумачење
R^2	0,9019	0,7745	-0,1273	-14,12	OVERFIT	Мањи gap = бољи модел
MAE	506,2555	1328,7652	822,5097	162,47	OVERFIT	Већи тест MAE = нормално до 20%
RMSE	709,5949	1764,4323	1054,8375	148,65	OVERFIT	Већи тест RMSE = нормално до 20%
Direction Accuracy (%)	84,5177	82,3077	-2,21	-2,61	ОК	Разлика < 5 п.п. = ОК
Durbin-Watson	1,9565	1,7673	-0,1892	-9,67	ОК	Оба треба да су близу 2,0
Mean Bias	35,037	-213,7663	-248,8033	-710,12	ПАЗИ	Оба треба да су близу 0
Residual Std	708,7294	1751,4353	1042,7059	147,12	ПАЗИ	Тест std већи за макс. 30%
Pearson r	0,9531	0,8827	-0,0704	-7,39	ПАЗИ	Разлика < 0,05 = ОК
Theil U	0,1672	0,2566	0,0895	53,51	ОК	Оба треба < 0,5
ЗАКЉУЧАК: ✗ ЗНАЧАЈАН OVERFITTING-а – модел превише прилагођен train скупу						

4.3. Модел 2: *LSTM* (128→64→16→1) – други критеријум *overfitting*-а

Модел 2 дели идентичну архитектуру с Моделом 1 и постиже готово исте нумеричке перформансе. Једина разлика огледа се у критеријуму за класификацију *overfitting*-а: уместо *MAE gap* $\geq 20\%$, који категорички класификује модел као *overfitted*, Модел 2 примењује праг $\Delta R^2 < 0,15$ (Табела 3).

Табела 3. Модел 2 – критеријуми *overfitting*-а

Критеријум (ΔR^2)	Доња граница	Горња граница	Степен <i>overfitting</i> -а	Опис	Резултат (0,127)
$\Delta R^2 < 0,05$	0,00	< 0,05	Благо <i>overfitting</i>	Модел се добро генерализује, минимална разлика између тренинг теста и тест скупа	—
$\Delta R^2 < 0,15$	0,05	< 0,15	Умерен <i>overfitting</i>	Прихватљива разлика; модел има одређену тенденцију ка прекомерном прилагођавању	✓ 0,127
$\Delta R^2 \geq 0,15$	0,15	1,00	Значајан <i>overfitting</i>	Висока разлика; модел се превише прилагођава тренинг подацима, слаба генерализација	—

ЗАКЉУЧАК

$\Delta R^2 = 0,127 \rightarrow$ Умерен *overfitting* ($0,05 \leq \Delta R^2 < 0,15$) $\rightarrow$ Модел је прихватљив, али постоји простор за побољшање регуларизацијом.

Пошто је $\Delta R^2 = 0,127 < 0,15$, Модел 2 класификује се као умерен *overfitting*, што указује на то да избор параметара за мерење *overfitting*-а има суштински утицај на интерпретацију резултата (Табела 4).

Табела 4. Модел 2 – најважнији параметри

🔍 TRAIN vs TEST – OVERFITTING АНАЛИЗА						
Параметри	Train вредност	Test вредност	Разлика (Test – Train)	Разлика %	Статус	Тумачење
R^2	0,9019	0,7745	-0,1273	-14,12	OVERFIT	Мањи gap = бољи модел
MAE	506,2555	1328,7652	822,5097	162,47	OVERFIT	Већи тест MAE = нормално до 20%
RMSE	709,5949	1764,4323	1054,8375	148,65	OVERFIT	Већи тест RMSE = нормално до 20%
Direction Accuracy (%)	84,5177	82,3077	-2,21	-2,61	OK	Разлика < 5 п.п. = OK
Durbin-Watson	1,9565	1,7673	-0,1892	-9,67	OK	Оба треба да су близу 2,0
Mean Bias	35,037	-213,7663	-248,8033	-710,12	ПАЗИ	Оба треба да су близу 0
Residual Std	708,7294	1751,4353	1042,7059	147,12	ПАЗИ	Тест std већи за max 30%
Pearson r	0,9531	0,8827	-0,0704	-7,39	ПАЗИ	Разлика < 0,05 = OK
Theil U	0,1672	0,2566	0,0895	53,51	OK	Оба треба < 0,5
ЗАКЉУЧАК: X УМЕРЕН OVERFITTING – модел више прилагођен train скупу						

4.4. Модел 3: *LSTM* (128→64→16→1) са *ElasticNet* регуларизацијом

Модел 3 уводи $L1 + L2$ *ElasticNet* регуларизацију ($\lambda_1 = 0,0001$, $\lambda_2 = 0,001$) на густо повезане (*Dense*) слојеве, има идентичну архитектуру као Модели 1 и 2 и идентичан прозорски механизам од 30 радних дана. Регуларизација смањује амплитуде пондера, посебно на *Dense* слојевима, што директно сузбија тенденцију *overfitting*-а.

Регуларизација мења оптималну дужину тренинг периода: Модел 3 идентификује период од 12. јуна 2012. (3.276 опсервација) уместо периода од 2006. до 31. децембра 2024. године. Ово је конзистентно с теоријским очекивањем – регуларизовани модел може ефикасно учити и из краћег, али богатијег периода, без прекомерне зависности од удаљене историје.

Ефекти регуларизације су мерљиви и статистички значајни: ΔR^2 пада са 0,127 (Модел 1) на 0,056 (Модел 3), а MAE gap се смањује са 162,5% на 73,9%. Модел 3 постиже $R^2 = 0,7344$ и смер промене (*Direction Accuracy*) = 78,9% на тест скупу, уз побољшан *Durbin–Watson*-ов коефицијент 1,829 и симетричнију дистрибуцију резидуала (*skewness* = −0,100 наспрам +0,283 за Модел 1), што указује на квалитетније моделирање резидуалног шума (Табела 5).

Табела 5. Модел 3 – најважнији параметри

🔍 TRAIN vs TEST – OVERFITTING АНАЛИЗА						
Параметри	Train вредност	Test вредност	Разлика (Test – Train)	Разлика %	Статус	Тумачење
R^2	0,7899	0,7344	−0,0556	−7,03	ПАЗИ	Мањи gap = бољи модел
MAE	804,5368	1399,2087	594,6719	73,91	OVERFIT	Већи тест MAE = нормално до 20%
$RMSE$	1145,2979	1915,1021	769,8043	67,21	OVERFIT	Већи тест $RMSE$ = нормално до 20%
<i>Direction Accuracy</i> (%)	83,1433	78,8462	−4,2971	−5,17	ОК	Разлика < 5 п.п. = ОК
<i>Durbin–Watson</i>	1,9466	1,8291	−0,1175	−6,03	ОК	Оба треба да су близу 2,0
<i>Mean Bias</i>	−317,6571	−438,2904	−120,6333	−37,98	ОК	Оба треба да су близу 0
<i>Residual Std</i>	1100,3641	1864,2741	763,91	69,42	ПАЗИ	Тест std већи за макс. 30%
<i>Pearson r</i>	0,8978	0,8655	−0,0323	−3,6	ОК	Разлика < 0,05 = ОК
<i>Theil U</i>	0,2396	0,2787	0,0391	16,33	ОК	Оба треба < 0,5
ЗАКЉУЧАК: ХЗНАЧАЈАН OVERFITTING – модел превише прилагођен train скупу						

Посебно је вредан налаз да Модел 3, и поред нешто нижег укупног R^2 у односу на Моделе 1 и 2, остварује виши просечни $R^2 = 0,805$ у периоду фебруар–март 2026. То показује да регуларизација побољшава генерализацију управо тамо где је важно – на најновијим, досад невиђеним подацима. Ова карактеристика чини Модел 3 најпогоднијим *LSTM* кандидатом за будуће оперативно тестирање (Табела 10).

4.5. Модел 4: *LSTM* (64→32→8→1) – *anti-overfitting* архитектура

Модел 4 представља фундаментални редизајн архитектуре усмерен ка елиминацији *overfitting*-а применом девет истовремених *anti-overfitting* стратегија. Редукована мрежа (64→32→8→1) располаже са укупно 71.300 параметара – три пута мање од претходних модела. Свака од девет стратегија доприноси редукцији *overfitting*-а на различитом нивоу (Табела 6): (1) редукована архитектура 64→32→8→1, (2) *Batch Normalization* након оба *LSTM* слоја, (3) повећан *Dropout* на 0,45 (стандардни) и 0,10 (рекурентни), (4) *Dense Dropout* од 0,20, (5) појачана L1 + L2 регуларизација (десет пута јача од претходног модела), (6) *Gradient Clipping* (*clipnorm* = 1,0), (7) *Weight Decay* у *Adam* оптимизатору (*Adam W* ефекат), (8) већа величина групе – *batch*-а (32 неурона уместо 16 неурона) и (9) мањи прозорски механизам (*window size*) од 20 дана уместо 30 дана.

Табела 6. Модел 4 – *anti-overfitting* стратегије

9 Anti-Overfitting Стратегија		
1 АРХИТЕКТУРА	2 НОРМАЛИЗАЦИЈА	3 РЕГУЛАРИЗАЦИЈА
Редукована Архитектура 64 → 32 → 8 → 1	Batch Normalization Након оба LSTM слоја	Повећан Dropout 0.45 std · 0.10 rec
Смањење капацитета мреже ограничава могућност меморисања шума.	BatchNorm враћа вредности у нормалан опсег (~0). Стабилнији тренинг, мања шанса за overfitting.	Стандардни и рекурентни dropout за LSTM слојеве.
4 РЕГУЛАРИЗАЦИЈА	5 РЕГУЛАРИЗАЦИЈА	6 ОПТИМИЗАЦИЈА
Dense Dropout p = 0.20	L1 + L2 Регуларизација 10× јача од претходне	Gradient Clipping clipnorm = 1.0
Додатна регуларизација на густим слојевима. Агресивнији dropout би уништио мали сигнал.	Појачана пенализација великих пондера. Јача регуларизација → једноставнији модел.	Спречава експлозију градијената. Никад не мењати пондере за више од 1.0 у једном кораку.
7 ОПТИМИЗАЦИЈА	8 ПОДАЦИ	9 ПОДАЦИ
Weight Decay (AdamW) Adam + decay	Већи Batch Size 32 уместо 16	Мањи Window Size 20 уместо 30 дана
Директно смањује пондере. Модел остаје једноставан, што побољшава генерализацију.	Већи batch → стабилнији градијент и мање шума. Ефекат: модел мање 'скаче' → мањи overfitting.	Мањи прозор → мање информација → мање шансе да памти специфичне шумове.

Селекција модела уводи филтер: од 80 тестираних конфигурација, само 13 пролази филтер $MAE\ gap \leq 20\%$. Оптимална дужина тренинг периода је од 19. маја 2021. до 31. децембра 2024. године.

Одабрана конфигурација постиже $R^2 = 0,6651$, уз $\Delta R^2 = +0,033$ и $MAE\ gap = +26,2\%$, што потврђује да *anti-overfitting* стратегија постиже постављени циљ (Табела 7).

Табела 7. Модел 4 – најважнији параметри

🔍 TRAIN vs TEST – OVERFITTING АНАЛИЗА						
Параметри	Train вредност	Test вредност	Разлика (Test – Train)	Разлика %	Статус	Тумачење
R²	0,6979	0,6651	-0,0328	-4,7	ОК	Gap < 0.05 = одлично
MAE	1251,4888	1579,8329	328,3441	26,24	ПАЗИ	Тест MAE ≤ 20% > Train = ОК
RMSE	1758,9828	2150,2113	391,2285	22,24	ПАЗИ	Тест RMSE ≤ 20% > Train = ОК
Pearson r	0,857	0,8366	-0,0203	-2,37	ОК	Разлика < 0,05
Dir. Acc. (%)	74,026	70,7692	-3,2567	-4,4	ОК	Разлика < 5 п.п.
Residual Std	1758,9741	2131,5099	372,5358	21,18	ОК	Тест Std ≤ 30% > Train
Durbin-Watson	2,0616	1,6716	-0,39	-18,92	ОК	Оба ≈ 2,0
Theil U	0,3295	0,3454	0,016	4,85	ОК	Оба < 0,5
ЗАКЉУЧАК: ⚠ БЛАГИ OVERFITTING – модел нешто боље ради на train скупу						

Смањењем капацитета мреже деградиране су предиктивне перформансе: Модел 4 је конзистентно најслабији по свим параметрима тачности прогнозе (Табела 10).

4.6. Модел *ARIMAX* (65,1,65,18)

Модел *ARIMAX* развијен је на основу серије дневних промена ГНО у периоду од 3. јануара 2022. године до 23. септембра 2024. године (711 опсервација), која показује највиши статистички значај у прогнозирању дневних промена ГНО. Избор овог периода одражава процену да је динамика ГНО у периоду од 2022. године структурно стабилнија и релевантнија за краткорочну прогнозу у односу на старије податке који обухватају период пандемије вируса корона (Табела 3 у прилогу).

Спецификација модела резултат је итеративног процеса тестирања. Полазна тачка била је идентификација стационарности – *ADF* тест потврђује да су дневне промене ГНО (прва разлика) стационарне. Аутокореелограми (*ACF*) и парцијални аутокореелограми (*PACF*) указују на присуство сигнификантних аутокореелација на доцњама до 65 радних дана. Спецификацијом *AR*(65) и *MA*(65) компонената с диференцирањем првог реда добијен је модел *ARIMAX* (65,1,65,18).

Финални модел постиже $Adjusted R^2 = 0,76$, *Durbin–Watson*-ову статистику 2,02 и стандардну грешку регресије знатно испод стандардне девијације зависне променљиве, што потврђује високу предиктивну моћ (Табела 8).

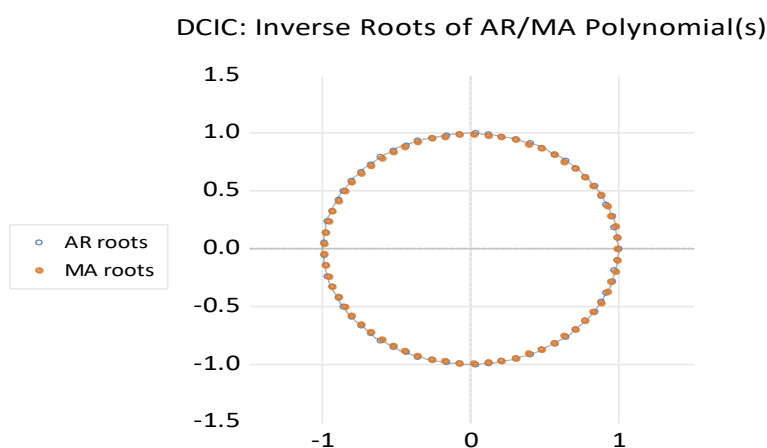
Иако *ARCH* тест потврђује статистички значајно присуство условне хетероскедастичности у резидуалима (F -статистика = 2,39, $p = 0,0049$), њен практични утицај на поузданост модела је ограничен. На то указује низак коефицијент детерминације *ARCH* тест регресије ($R^2 = 0,04$), који показује да се свега 4% варијабилности квадрата резидуала може статистички објаснити, док преостали део представља случајну компоненту коју модел не може да ухвати. Будући да је примарни циљ модела прогноза, а не статистичка инференца (тј. доношење закључака о целом скупу на основу узорка), присуство хетероскедастичности не утиче на то да процене параметара добијене методом максималне веродостојности постану систематски погрешне. Како се број опсервација повећава, оне се приближавају стварним вредностима параметара. Величина узорка од 711 опсервација обезбеђује довољну асимптотску основу за апсорпцију ученог облика условне хетероскедастичности (Табела 4 у прилогу).

Табела 8. *ARIMAX* (65,1,65,18) – сумарни показатељи квалитета модела

Статистика	Вредност	Интерпретација
<i>Adjusted R²</i>	0,76	76% варијансе ГНО објашњено
Стандардна грешка регресије	< S.D. зависне променљиве	Добра предиктивна моћ
<i>Durbin–Watson</i>	2,02	Без аутокореелације резидуала
Стационарност (AR инверзни корени)	Унутар јединичног круга	Модел је стабилан
Инвертибилност (MA инверзни корени)	Унутар јединичног круга	Модел је инвертибилан
Број параметара	18 егзогених + <i>AR/MA</i>	Једноставан модел

Сви AR и MA инверзни корени налазе се унутар јединичног круга, чиме се гарантују стационарност и инвертибилност модела (Графикон 3).

Графикон 3. **ARIMAX (65,1,65,18)** - Дијаграм AR и MA инверзних корена унутар јединичног круга



5. Упоредна анализа перформанси

5.1. Показатељи

Перформансе свих модела упоређене су на основу месечних вредности R^2 , MAE и $RMSE$ за период од јануара 2025. до марта 2026. године. Сваком моделу приписана је и категорија *overfitting*-а на основу ΔR^2 и $MAE\ gap$ -а, који квантификују разлику између тренинг и тест перформанси (Табела 9).

Табела 9. Сумарни показатељи перформанси свих модела – тест период (2025. година)

Модел	R^2 тест	MAE тест (млрд RSD)	ΔR^2	$MAE\ gap$	<i>Dir. Acc.</i>	<i>Overfitting</i>
ARIMAX (65,1,65,18) + експерт	0,790	1,353	Н/П	Н/П	Н/П	Н/П
Модел 1: LSTM 128→64→16→1	0,7745	1.329	0,127	+162,5%	82,3%	Висок
Модел 2: LSTM 128→64→16→1 (алт.)	≈ Модел 1	≈ Модел 1	0,127	+162,5%	≈ Модел 1	Умерен
Модел 3: LSTM 128→64→16→1 + ElasticNet	0,7344	1.399	0,056	+73,9%	78,9%	Умерен
Модел 4: LSTM 64→32→8→1 (anti-OF)	0,6651	Највиши	0,033	+26,2%	Најнижи	Низак

Напомена: Н/П – није применљиво на исти начин; *Dir. Acc.* – *Direction Accuracy*; *OF* – *overfitting*.

Модел *ARIMAX* (65,1,65,18), коригован експертском проценом, даје најбоље резултате прогнозе ГНО у периоду од јануара 2025. до марта 2026. године у односу на остале тестиране моделе. Коефицијент детерминације R^2 је највећи, док је *MAE* најнижа у поређењу са свим моделима, што указује на то да су прогнозиране вредности блиске оствареним.

Модели *LSTM* бележе слабије перформансе, првенствено због непредвиђене промене периода исплате пензија у јануару 2025. године, будући да ова промена није била заступљена у тренинг скупу и модели је нису могли научити (Табела 10).

Табела 10. Упоредни преглед перформанси свих модела

Месец	ARIMAX*			Модел 1			Модел 2			Модел 3			Модел 4		
	R^2	RMSE	MAE	R^2	RMSE	MAE	R^2	RMSE	MAE	R^2	RMSE	MAE	R^2	RMSE	MAE
Јан 25	0,698	1.634	1.263	0,000	3.119	2.013	0,014	3.048	1.968	0,045	3.162	1.980	0,007	2.937	2.122
Феб 25	0,766	2.107	1.666	0,851	1.723	1.505	0,851	1.727	1.507	0,841	1.740	1.457	0,789	2.219	1.579
Мар 25	0,812	1.601	1.173	0,832	1.539	1.260	0,832	1.540	1.258	0,882	1.198	877	0,791	1.672	1.249
Апр 25	0,828	1.658	1.297	0,865	1.546	1.203	0,864	1.549	1.205	0,868	1.483	1.237	0,839	1.754	1.322
Мај 25	0,851	1.978	1.470	0,919	1.523	1.194	0,920	1.519	1.191	0,830	1.994	1.300	0,771	2.795	1.801
Јун 25	0,748	1.906	1.564	0,874	1.397	1.145	0,875	1.395	1.142	0,830	1.632	1.301	0,825	1.793	1.449
Јул 25	0,757	1.859	1.319	0,854	1.461	1.171	0,854	1.462	1.173	0,880	1.321	1.066	0,884	1.513	1.256
Авг 25	0,811	1.615	1.239	0,820	1.457	1.107	0,795	1.490	1.151	0,799	1.549	1.220	0,772	1.696	1.318
Сеп 25	0,685	2.130	1.364	0,854	1.504	1.045	0,854	1.503	1.045	0,846	1.683	1.186	0,819	1.859	1.245
Окт 25	0,828	1.696	1.375	0,844	1.746	1.358	0,844	1.746	1.358	0,844	1.810	1.531	0,847	1.947	1.643
Нов 25	0,921	1.130	874	0,774	1.836	1.449	0,774	1.836	1.449	0,700	2.095	1.642	0,725	2.040	1.549
Дец 25	0,779	2.005	1.632	0,781	2.145	1.779	0,781	2.145	1.779	0,838	2.042	1.645	0,771	2.363	1.839
Јан 26	0,343	2.524	1.692	0,249	2.705	1.887	0,249	2.705	1.887	0,536	2.296	1.636	0,202	2.660	2.052
Феб 26	0,862	1.714	1.363	0,727	2.282	1.747	0,727	2.282	1.747	0,755	2.171	1.668	0,748	2.314	1.685
Мар 26	0,774	2.120	1.531	0,908	1.424	1.130	0,908	1.424	1.131	0,825	1.899	1.408	0,727	2.498	1.901
Просек Феб.25–Мар.26	0,769	1.860	1.397	0,797	1.735	1.356	0,795	1.737	1.359	0,805	1.780	1.370	0,751	2.080	1.563
Просек Јан.25–Мар.26	0,764	1.845	1.388	0,744	1.827	1.400	0,743	1.825	1.399	0,755	1.872	1.410	0,701	2.137	1.601

* ARIMAX модел коригован експертском проценом Зелено = најбоља вредност у реду Црвено = најслабија вредност у реду

Ако се из периода прогнозе искључи јануар 2025. године и посматра период од фебруара 2025. до марта 2026. године, сви *LSTM* модели осим Модела 4 имају боље перформансе у односу на *ARIMAX* (65,1,65,18). Највећи коефицијент детерминације R^2 има Модел 3 (*LSTM* 128→64→16→1 са *ElasticNet* $L1 + L2$ регуларизацијом). То показује да је додатна $L1 + L2$ *ElasticNet* регуларизација успела да смањи *overfitting* и побољша генерализацију, односно способност модела да добро функционише на новим, невиђеним подацима, а не само на онима на којима је трениран (Табела 10).

5.2. Месечна анализа перформанси

Анализа месечних вредности R^2 (Табела 10) открива значајне варијације перформанси свих модела током тестираног периода. Уочавају се три карактеристична обрасца понашања:

Јануар 2025. (структурни прелом): Сви *LSTM* модели бележе изражен пад перформанси ($R^2 \approx 0,3-0,5$) услед непредвиђене промене динамике исплате пензија. Модел *ARIMAX*, захваљујући експертском прилагођавању, показује већу отпорност ($R^2 = 0,698$), иако и он бележи слабије перформансе него у осталим месецима.

Фебруар 2025 – октобар 2025. (стабилан период): *LSTM* модели 1, 2 и 3 остварују перформансе упоредиве са моделом *ARIMAX* коригованим експертском проценом, а у појединим месецима (март, јун, септембар) и боље.

Новембар 2025. (специјални период): модел *ARIMAX* коригован експертском проценом остварује убедљиво најбољи коефицијент детерминације $R^2 = 0,921$. *LSTM* модели ($R^2 \approx 0,75-0,80$) заостају, јер им је теже да прогнозирају без експлицитних егзогених променљивих.

5.3. Анализа грешака

Код свих модела *RMSE* је знатно већи од *MAE*, што указује на присуство повремених великих грешака које су непропорционално пенализоване *RMSE* показатељем (Табела 10). Ови екстреми су пре свега повезани са:

- данима исплате пензија и плата, када проток готовог новца може бити вишеструко већи од просека;
- продуженим празничним периодима, нарочито током Божића;
- неочекиваним променама у фискалној политици, као што је измена календара исплате пензија у јануару 2025.

Моделима је заједничка и асиметрична дистрибуција резидуала с позитивним коефицијентима асиметрије, што указује да модели чешће потцењују раст ГНО него што га прецењују.

За све моделе анализирана је и аутокорељациона структура резидуала коришћењем *Durbin–Watson*-ове статистике. Модел *ARIMAX* коригован експертском проценом постиже $DW = 2,02$, што представља практично идеалан резултат. *LSTM* модели бележе DW вредности између 1,77 и 1,83, што указује на слабу позитивну аутокорељацију резидуала (Табела 2 у прилогу).

Табела 11. Предности и недостаци модела *ARIMAX* и *LSTM*

Аспект	<i>ARIMAX</i> модел	<i>LSTM</i> модели
Интерпретабилност	Висока: коефицијенти уз егзогене променљиве директно квантификују ефекте празника и сезоналности	Ниска: „црна кутија”; везе између променљивих су имплицитно кодиране у матрицама тежина
Сезоналност	Експлицитна: захтева дефинисање свих релевантних вештачких променљивих унапред	Аутоматска: модел сам идентификује сезонске обрасце из података
Структурне промене	Захтева ручно прилагођавање и експертску процену; реагује брже уз интервенцију	Реагује споро – нова промена мора бити у тренинг скупу да би је модел научио

Аспект	<i>ARIMAX</i> модел	<i>LSTM</i> модели
Дугорочна прогноза	Ограничена – параметри не еволуирају аутоматски; потребна периодична реестимација	Ризична за хоризонте > 2 године услед акумулације грешака у итеративној прогнози
Рачунарски захтеви	Минимални – брза естимација и евалуација, прикладна за оперативну употребу	Знатни – тренирање захтева <i>GPU</i> ресурсе; евалуација је брза
<i>Overfitting</i> ризик	Низак – модел је једноставан по конструкцији; статистичка селекција променљивих	Висок на кратким серијама – захтева пажљиву регуларизацију и валидирани тренинг процес
Развој и одржавање	Стандардизован процес; доступна литература; подршка у <i>Eviews/R/Python</i>	Захтева специјализована знања из области дубоког учења; комплекснији процес прилагођавања

6. Закључак

Овај рад даје систематичну компаративну анализу четири *LSTM* модела дубоког машинског учења и економетријског модела *ARIMAX* (65,1,65,18) за прогнозирање дневних промена ГНО коригованих експертском проценом. Анализа се заснива на временској серији од 5.497 дневних опсервација у периоду од 2004. до 2026. године, уз анализирани период од јануара 2025. до марта 2026. године. Истраживање даје пет кључних налаза.

Налаз 1 – супериорност модела *ARIMAX* у целокупном периоду. Модел *ARIMAX* коригован експертском проценом остварује супериорне перформансе у разматраном периоду: најнижи *MAE*, највиши укупни R^2 и робустност, добра прогноза у јануару 2025. године, периоду обележеном структурном променом у динамици исплате пензија.

Налаз 2 – конкурентност регуларизованог *LSTM*-а у стабилним периодима. *LSTM* Модел 3 са *ElasticNet* регуларизацијом постиже просечни $R^2 = 0,805$ у периоду од фебруара 2025. до марта 2026. године – већи од коефицијента детерминације (R^2) модела *ARIMAX*. У одсуству структурних промена, регуларизовани *LSTM* Модел 3 пружа веома добру прогнозу без експертског прилагођавања. Препорука: Модел 3 је најперспективнији кандидат за оперативно тестирање у фази паралелног праћења.

Налаз 3 – ефикасност регуларизације у контроли *overfitting*-а. *ElasticNet* регуларизација смањује ΔR^2 са 0,127 (Модел 1) на 0,056 (Модел 3) и побољшава *Durbin-Watson*-ов коефицијент са 1,77 на 1,83. Агресивна *anti-overfitting* архитектура (Модел 4) елиминише *overfitting* ($\Delta R^2 = 0,033$), али по цену предиктивне моћи ($R^2 = 0,6651$). Постоји оптимални ниво регуларизације између ова два екстрема који би требало систематски истраживати.

Налаз 4 – критичност дефиниције параметара *overfitting*-а. Модел 1 и 2, идентични по архитектури и нумеричким перформансама, класификују се различито у зависности од тога да ли се *overfitting* мери *MAE gap*-ом (Модел 1: висок *overfitting*) или ΔR^2 (Модел 2: умерен *overfitting*). Ова разлика у класификацији може бити пресудна за одлуку о оперативној примени модела.

Налаз 5 – комплементарност приступа и хибридни потенцијал. Модели *ARIMAX* и *LSTM* нису конкуренти, већ комплементарни приступи с различитим предностима и ограничењима. Модел *ARIMAX* пружа интерпретабилност, транспарентност и отпорност на структурне промене. Модел *LSTM* пружа аутоматско учење нелинеарних образаца и потенцијал за адаптивност, односно способност прилагођавања новим условима, променама или различитим ситуацијама.

Повећање броја опсервација, уз претпоставку одсуства значајних структурних промена, може даље унапредити перформансе *LSTM* модела.

Прилог: Детаљно поређење архитектура модела

Прилог даје детаљан технички преглед свих пет модела, с комплетним спецификацијама хиперпараметара, резултатима претраге оптималног тренинг периода и сумираним дијагностичким показатељима. Ове информације су намењене техничким корисницима који желе да репродукују или прилагоде развијене моделе.

Табела 1. Комплетна спецификација хиперпараметара свих *LSTM* модела

Хиперпараметар	Модел 1	Модел 2	Модел 3	Модел 4
Архитектура (<i>LSTM</i> → <i>Dense</i> → <i>out</i>)	128→64→16→1	128→64→16→1	128→64→16→1	64→32→8→1
Укупно параметара	200.500	200.500	200.500	71.300
<i>Dropout</i> (стандардни)	0,30	0,30	0,30	0,45
Рекурентни <i>Dropout</i>	–	–	–	0,10
<i>Dense Dropout</i>	–	–	–	0,20
<i>L1</i> регуларизација	–	–	0,0001	0,001
<i>L2</i> регуларизација	–	–	0,001	0,01
<i>Batch Normalization</i>	Не	Не	Не	Да
<i>Gradient Clipping</i>	–	–	–	1,0
<i>Window size</i> (дани)	30	30	30	20
<i>Batch</i> величина	16	16	16	32
Оптимизатор	Адам	Адам	Адам	<i>AdamW</i>
<i>EarlyStopping patience</i>	10	10	10	10
<i>OF</i> филтер при селекцији	$MAE\ gap \leq 20\%$	$\Delta R^2 < 0,15$	$MAE\ gap \leq 20\%$	$MAE\ gap \leq 20\%$
Оптималан тренинг старт	2. 3. 2006.	2. 3. 2006.	12. 6. 2012.	19. 5. 2021.
Број тренинг опсервација	4.914	4.914	3.276	945

Табела 2. Резултати претраге оптималног тренинг периода – сумарна статистика

Статистика претраге	Модел 1	Модел 2	Модел 3	Модел 4
Број тестираних конфигурација	80	80	80	80
Прошло <i>OF</i> филтер	N/A	53 ($\Delta R^2 < 0,15$)	N/A	13 ($MAE \leq 20\%$)
R^2 тренинг (одабрани модел)	0,9019	0,9019	0,8618	0,6984
R^2 тест (одабрани модел)	0,7745	0,7745	0,7344	0,6651
ΔR^2 (тренинг – тест)	0,127	0,127	0,056	0,033
<i>MAE gap</i> (%)	+162,5%	+162,5%	+73,9%	+26,2%
<i>Durbin-Watson</i> (тест резидуала)	1,774	1,774	1,829	1,801
<i>Skewness</i> резидуала	+0,283	+0,283	–0,100	+0,147

Табела 3. **ARIMAX (65,1,65,18)**

Dependent Variable: DCIC

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/21/25 Time: 13:46

Sample: 1/03/2022 9/23/2024

Included observations: 711

Convergence achieved after 31 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W10	-622.8686	259.1914	-2.403122	0.0165
TW1	10127.95	1636.893	6.187302	0.0000
MT3	1948.424	755.0318	2.580585	0.0101
MT2	4584.982	837.0957	5.477250	0.0000
EH_2A	-2478.763	571.2319	-4.339329	0.0000
W48	3460.174	561.9205	6.157764	0.0000
EH_1A	-6688.144	2641.319	-2.532123	0.0116
MT4	-9082.940	1516.119	-5.990914	0.0000
W1	-1141.472	550.1693	-2.074765	0.0384
SECONDW	572.8555	348.7151	1.642761	0.1009
NY_1A	-7287.528	949.1455	-7.677988	0.0000
WT1	2641.636	1284.037	2.057289	0.0400
WT4	-3694.829	1686.075	-2.191378	0.0288
TW4	-6157.223	3678.150	-1.674000	0.0946
NY_4A	-2478.705	769.3149	-3.221965	0.0013
NY_5A	-3411.392	1460.454	-2.335844	0.0198
CHR_2A	3358.348	1512.940	2.219749	0.0268
W6	1052.604	277.8336	3.788614	0.0002
AR(45)	0.169553	0.015234	11.12981	0.0000
AR(65)	0.777811	0.017361	44.80256	0.0000
AR(1)	0.077832	0.015160	5.134141	0.0000
AR(2)	-0.109737	0.014551	-7.541568	0.0000
AR(22)	0.081253	0.013115	6.195303	0.0000
MA(64)	-0.073675	0.030963	-2.379487	0.0176
MA(65)	-0.586921	0.034954	-16.79116	0.0000
MA(43)	0.076906	0.028518	2.696732	0.0072
MA(44)	0.130228	0.029151	4.467349	0.0000
SIGMASQ	2539056.	102895.7	24.67600	0.0000
R-squared	0.765310	Mean dependent var	101.6203	
Adjusted R-squared	0.756032	S.D. dependent var	3291.504	
S.E. of regression	1625.775	Akaike info criterion	17.72566	
Sum squared resid	1.81E+09	Schwarz criterion	17.90551	
Log likelihood	-6273.474	Hannan-Quinn criter.	17.79513	
Durbin-Watson stat	2.021595			

Табела 4. Тест хетероскедастичности: *ARCH*

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.392522	Prob. F(12,686)	0.0049
Obs*R-squared	28.07917	Prob. Chi-Square(12)	0.0054

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/20/26 Time: 17:01

Sample (adjusted): 1/19/2022 9/23/2024

Included observations: 699 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2314059.	342482.5	6.756722	0.0000
RESID^2(-1)	0.145720	0.038164	3.818236	0.0001
RESID^2(-2)	0.075450	0.038568	1.956270	0.0508
RESID^2(-3)	-0.032200	0.038671	-0.832683	0.4053
RESID^2(-4)	-0.031701	0.038596	-0.821363	0.4117
RESID^2(-5)	-0.007807	0.038605	-0.202229	0.8398
RESID^2(-6)	0.034927	0.038599	0.904868	0.3659
RESID^2(-7)	0.019319	0.038600	0.500481	0.6169
RESID^2(-8)	0.021279	0.038609	0.551134	0.5817
RESID^2(-9)	-0.069998	0.038598	-1.813531	0.0702
RESID^2(-10)	-0.012271	0.038666	-0.317374	0.7511
RESID^2(-11)	-0.016229	0.038564	-0.420839	0.6740
RESID^2(-12)	-0.029133	0.038162	-0.763406	0.4455
R-squared	0.040170	Mean dependent var	2564340.	
Adjusted R-squared	0.023380	S.D. dependent var	5099925.	
S.E. of regression	5039953.	Akaike info criterion	33.72211	
Sum squared resid	1.74E+16	Schwarz criterion	33.80673	
Log likelihood	-11772.88	Hannan-Quinn criter.	33.75483	
F-statistic	2.392522	Durbin-Watson stat	1.997415	
Prob(F-statistic)	0.004949			

Литература

- Abadi, M., Barham, P., Chen, J., Chen, Z., Davis, A., Dean, J., ... Zheng, X. (2016). TensorFlow: A system for large-scale machine learning. *Proceedings of the 12th USENIX Symposium on Operating Systems Design and Implementation (OSDI 2016)*, 265–283.
- Alex Martelli, Anna Martelli Ravenscroft, Steve Holden and Paula McGuire (2023). Python за програмере.
- Sebastian Raschka i Vahid Mirjalili (2020). Python машинско учење.
- Sebastian Raschka, Yuxi (Hayden) Liu i Vahid Mirjalili (2022). Машинско учење PyTorch и Scikit-Learn.
- Bindseil, U., Camba-Mendez, G., Hirsch, A., Weller, B. (2004). Excess reserves and the implementation of monetary policy of the ECB. *ECB Working Paper Series*, No. 361. European Central Bank.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., Ljung, G.M. (2015). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 5th edition. John Wiley & Sons.
- Chollet, F. (2018). *Deep Learning with Python*. Manning Publications.
- Diebold, F.X., Mariano, R.S. (1991). Comparing predictive accuracy.
- Fischer, T., Krauss, C. (2017). Deep learning with long short-term memory networks for financial market predictions.
- Gal, Y., Ghahramani, Z. (2016). Dropout as a Bayesian approximation.
- Goodfellow, I., Bengio, Y., Courville, A. (2016). *Deep Learning*. MIT Press.
- Hochreiter, S., Schmidhuber, J. (1997). Long Short-Term Memory. *Neural Computation*, 9(8), 1735–1780.
- Ioffe, S., Szegedy, C. (2015). Batch normalization: Accelerating deep network training by reducing internal covariate shift.
- Kingma, D.P., Ba, J. (2015). Adam: A method for stochastic optimization.
- Lim, B., Arik, S.Ö., Loeff, N., Pfister, T. (2021). Temporal Fusion Transformers for interpretable multi-horizon time series forecasting. *International Journal of Forecasting*, 37(4), 1748–1764.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Makridakis, S., Spiliotis, E., Assimakopoulos, V. (2018). Statistical and Machine Learning forecasting methods: Concerns and ways forward. *PLOS ONE*, 13(3), e0194889.
- Srivastava, N., Hinton, G., Krizhevsky, A., Sutskever, I., Salakhutdinov, R. (2014). Dropout: A Simple Way to Prevent Neural Networks from Overfitting. *Journal of Machine Learning Research*, 15, 1929–1958.
- Vaswani, A., Shazeer, N., Parmar, N., Uszkoreit, J., Jones, L., Gomez, A.N., Kaiser, L., Polosukhin, I. (2023). Attention is all you need.
- Whitesell, W. (2006). Interest rate corridors and reserves. *Journal of Monetary Economics*, 53(6), 1177–1195.
- Zhang, G.P. (2003). Time series forecasting using a hybrid ARIMA and neural network model. *Neurocomputing*, 50, 159–175.
- Zou, H., Hastie, T. (2005). Regularization and Variable Selection via the Elastic Net.

Скраћенице

Скраћеница/Појам	Дефиниција
ГНО	Готов новац у оптицају – укупна вредност новчаница и кованог новца у оптицају
ARIMAX	<i>AutoRegressive Integrated Moving Average with exogenous variables</i> – проширени модел <i>ARIMA</i> са егзогеним променљивима
LSTM	<i>Long Short-Term Memory</i> – тип рекурентне неуронске мреже са механизмима капија за задржавање дугорочних зависности
ReLU	<i>Rectified Linear Unit</i> – активациона функција: $f(x) = \max(0, x)$
Dropout	Регуларизациона техника: насумично искључивање неурона током тренирања ради превенције <i>overfitting-a</i>
ElasticNet	Комбинована L1 + L2 регуларизација која истовремено форсира ретка решења и смањује амплитуде параметара
Overfitting	Преприлагођавање модела тренинг подацима; модел добро описује историјске податке, али лоше генерализује на нове
R²	Коефицијент детерминације: удео објашњене варијансе зависне променљиве ($0 \leq R^2 \leq 1$)
MAE	<i>Mean Absolute Error</i> – средња апсолутна грешка прогнозе
RMSE	<i>Root Mean Squared Error</i> – корен средње квадратне грешке; пенализује веће грешке, то значи да веће грешке имају већи утицај, односно велика одступања се више кажњавају
Direction Accuracy	Удео случајева у којима модел тачно прогнозира смер промене (раст/пад)
Batch Normalization	Нормализација активација по <i>mini-batchu</i> (мања група података); стабилизује тренинг дубоких мрежа
EarlyStopping	Механизам раног заустављања тренирања када се грешка на валидационом скупу не побољшава током <i>patience</i> епоха. Означава колико епоха модел сме да не напредује пре него што се тренинг заустави.
Window size	Дужина клизећег прозора (број узастопних дана) који се користи као улаз у <i>LSTM</i> модел
Dense слој	Густо повезан слој неуронске мреже (<i>Fully Connected Layer</i>) То значи да је сваки неурон повезан са свим неуронима из претходног слоја.

СТРУЧНИ РАДОВИ

АНАЛИЗА ЕФИКАСНОСТИ ТРЖИШТА РАДА И ДИНАМИКЕ ЗАРАДА У СРБИЈИ У ПЕРИОДУ 2011–2025. ГОДИНЕ

Константин Сорак, Невена Стошић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за економска истраживања и статистику

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Анализа ефикасности тржишта рада и динамике зарада у Србији

Константин Сорак, Невена Стошић

Апстракт: У овом раду анализирана је динамика тржишта рада Србије у периоду 2011–2025. и њене импликације на кретање зарада. На основу административних података Националне службе за запошљавање и Републичког завода за статистику, конструисана је Беверицова крива за Србију. У почетном периоду забележено је кретање дуж Беверицове криве условљено цикличним затезањем тржишта рада, при чему се од 2022. године уочава њено померање, које је опредељено знатно вишим стопама слободних радних места при упоредивим стопама незапослености него што то историјски образац сугерише. Уочена померања квантификована су помоћу две мере ефикасности упаривања понуде и тражње за радном снагом: резидуалом једначине Беверицове криве и ефикасношћу функције упаривања. У наредном кораку анализе резидуал Беверицове криве укључен је у оцену једначине зарада. Оцењени коефицијенти у једначини зарада имају очекиван смер деловања, те затегнутост тржишта рада позитивно утиче на раст зарада, док коефицијент уз резидуал Беверицове криве има очекивано супротан предзнак, јер његове негативне вредности указују на побољшање ефикасности упаривања на тржишту рада. Као индикативна мера снаге ефеката ових фактора на кретање зарада урађена је декомпозиција доприноса одступања ових променљивих од сопственог дугорочног просека на девијацију зарада од дугорочног просека. Декомпозиција доприноса имплицира да у највећем делу периода доминира ефекат затегнутости тржишта, чији негативан допринос у првом делу периода постепено слаби с постепеним растом слободних радних места и падом незапослености. Од 2022. упаривање се погоршава и делује супротно од затегнутости, аналогно померању Беверицове криве, с врхунцем крајем 2024, услед чега се рекордна затегнутост на зараде преноси само делимично, а током 2025. упаривање се постепено побољшава. Налази упућују на то да мере ефикасности упаривања могу пружити додатни увид у притиске на зараде, поред стандардних показатеља тржишта рада.

Кључне речи: стопа незапослености, Беверицова крива, ефикасност упаривања, Филипсова крива зарада.

[JEL Code]: C22, E24, J31, J63, J64

Нетехнички резиме

Тржиште рада Србије битно се променило у последњих петнаест година. Број незапослених лица знатно је смањен, запосленост је порасла, а зараде бележе снажан раст, који се наставио и након што су инфлаторни притисци ослабили. Отвара се питање да ли су оваква кретања резултат опоравка економске активности или је реч о структурним променама у функционисању тржишта рада.

Да бисмо одговорили на ово питање, коришћена је Беверицова крива, која приказује однос између броја незапослених лица и слободних радних места. Уобичајено је да однос између ове две величине буде негативан, јер повећана економска активност повећава тражњу за радном снагом, а самим тим повећава се број слободних радних места, док број незапослених лица опада. Међутим, може се догодити да истовремено постоји велики број слободних радних места и велики број лица која траже запослење. Ова ситуација сугерише да постоји структурно неподударање између потреба послодаваца и тражилаца запослења. Извори таквих неподударања могу бити неодговарајуће квалификације незапослених у односу на потребе послодаваца или потешкоће у мобилности радне снаге.

Анализа је спроведена на подацима Националне службе за запошљавање и Републичког завода за статистику за период од 2011. до 2025. године. Током посматраног периода уочено је стабилно кретање по Беверицовој криви, услед континуираног пада стопе незапослености и раста стопе слободних радних места. Одступање од дотадашње правилности понашања јавља се 2022. године, када се при сличном броју незапослених лица као у ранијим годинама бележе стопе слободних радних места изнад историјски уобичајеног нивоа. Другим речима, послодавци теже попуњавају слободна радна места иако број тражилаца запослења није значајно промењен. Поред тога, резултати показују да је смањење незапослености у целокупном посматраном периоду у највећој мери резултат бржег проналажења посла незапослених лица, а мање услед смањене учесталости губитка постојећих радних места.

Ове промене имале су последице по зараде. Показано је да зараде брже расту када је тражња за радницима висока у односу на број незапослених, услед веће преговарачке моћи радника. Међутим, тај ефекат зависи и од успешности попуњавања радних места. У највећем делу периода на раст зарада утиче повећање стопе слободних радних места, уз истовремени пад стопе незапослености. Постепено повећање стопе слободних радних места изнад уобичајеног нивоа почело је да делује негативно на кретање зарада од 2022. Врхунац ефекта испољио се 2024. године, када се, упркос већем броју слободних радних места у односу на број незапослених радника, ефекат преговарачке моћи радника преноси се само делимично на висину зарада, управо због мање компатибилности понуде и тражње за радом. Током 2025. ефикасност упаривања постепено се поправља.

Основни закључак рада јесте да стандардни показатељи тржишта рада, попут стопе незапослености, не пружају потпуну слику динамике тржишта рада. Праћење односа између незапослених и слободних радних места, као и успешности њиховог спајања, омогућава нам детаљнији увид у дешавања на тржишту рада, као и потпунију оцену притисака на зараде

Садржај:

1. Увод.....	100
2. Подаци и методологија.....	102
2.1. Беверицова крива	103
2.2. Шимерова декомпозиција	104
2.3. Мере ефикасности тржишта рада.....	105
2.3.1. Резидуал Беверицове криве	105
2.3.2. Ефикасност функције упаривања (A)	107
2.4. Једначина зарада	107
3. Емпиријска анализа ефикасности тржишта рада и динамике зарада	108
3.1. Беверицова крива на тржишту рада Србије.....	108
3.2. Декомпозиција флукуација незапослености.....	109
3.3. Кретање мера ефикасности упаривања на тржишту рада.....	111
3.4. Ефекти на динамику зарада	113
3.5. Алтернативна спецификација једначине зарада	115
4. Закључак.....	117
Литература	119

1. Увод

Стопа незапослености један је од основних макроекономских показатеља и један од најчешћих предмета истраживања у економској науци. Међу најпознатијим теоријским оквирима за анализу динамике незапослености јесте Филипсова крива, која описује везу између незапослености и инфлације. Други, подједнако значајан однос, представљен је Беверицовом кривом, која описује везу између стопе слободних радних места и незапослености. У овом раду настојимо да применом оба оквира детаљније објаснимо динамику тржишта рада Србије у периоду од 2011. до 2025. године.

Оригинална Филипсова крива приказује негативан однос између стопе раста номиналних зарада и стопе незапослености. Међутим, новије верзије Филипсове криве зарада усмерене су ка проширивању овог оквира, с обзиром на то да је кретање номиналних надница условљено бројним факторима, те стопа незапослености није довољна детерминанта за описивање њиховог кретања (*Gali*, 2011). Ограничена информативна моћ стопе незапослености отворила је питање о томе којим мерама тај оквир може да се допуни, а као одговор најчешће су укључивана инфлациона очекивања, продуктивност рада и показатељи затегнутости тржишта рада.

Почеци детаљног бављења феноменом незапослености сежу још од кејнзијанске теорије, у којој се појава незапослености тумачила као последица недовољне агрегатне тражње. Међутим, остало је нерешено питање зашто долази до истовремене појаве великог броја незапослених лица и непопуњених радних места. Модели претраживања и упаривања настали су управо да би се размотрило то питање (*Diamond*, 1982; *Mortensen* и *Pissarides*, 1994). У тим моделима однос између слободних радних места и незапослености заузима централно место, описан Беверицовом кривом. Крива приказује негативну везу ових двеју величина, док померање дуж криве одражава цикличне промене у агрегатној тражњи, које су у средишту кејнзијанског тумачења. С друге стране, померања саме криве указују на структурне промене, пре свега у ефикасности упаривања понуде и тражње за радном снагом (*Petrongo* и *Pissarides*, 2001). Управо мере изведене из тих померања *Consolo* и *Dias da Silva* (2019) уводе у Филипсову једначину зарада, показујући да ефикасност упаривања може допринети нешто бољем објашњењу номиналних зарада, поред стандардних показатеља затегнутости.

Тржиште рада Србије у претходној деценији прошло је кроз изразиту трансформацију. Стопа регистроване незапослености, према евиденцији Националне службе за запошљавање, смањена је са 25,3% у 2011. на 10,8% у 2025. години,¹ уз истовремени раст зарада и укупне запослености. Питање на које желимо да одговоримо у овом раду јесте шта су били покретачи ове трансформације, односно у којој мери је

¹ Према подацима из Анкете о радној снази РСЗ-а, стопа незапослености пала је са 24,9% у 2011. години на 8,9% у 2025. години.

она последица цикличног затезања тржишта рада, а у којој мери структурних промена у процесу упаривања понуде и тражње за радном снагом.

Овај рад урађен је по узорку на истраживање *Consolo* и *Dias da Silva* (2019), а анализа је спроведена у четири корака. Најпре смо конструисали Беверицову криву на подацима за тржиште рада Србије. Потом смо применили декомпозицију флукуација незапослености, коју је предложио *Shimer* (2012), како бисмо утврдили колико је промена стопе незапослености зависила од динамике запошљавања, а колико од учесталости напуштања послова. Затим смо конструисали две мере које квантификују успешност упаривања понуде и тражње на тржишту рада: резидуал из Беверицове једначине и ефикасност функције упаривања, а те резултате посматрали смо паралелно с кретањем Беверицове криве. На крају смо добијену меру резидуала из Беверицове једначине користили за оцену једначине Филипсове криве зарада како бисмо утврдили у којој мери затегнутост тржишта рада и ефикасност процеса упаривања утичу на динамику зарада.

Резултати показују да су у почетном периоду Беверицову криву карактерисале висока стопа незапослености и ниска стопа слободних радних места, односно лабаво тржиште рада. У периоду 2015–2019. забележено је кретање дуж Беверицове криве условљено цикличним затезањем тржишта рада, при чему сама крива у том периоду остаје стабилна, на шта указује резидуал који осцилује око нуле, док мера ефикасности упаривања упућује на благо побољшање процеса упаривања. Период пандемије одликовао се готово непромењеном стопом незапослености, уз благи пад слободних радних места у контексту државних мера за очување радних места. Од 2022. године дошло је до померања Беверицове криве: при упоредивим стопама незапослености стопа слободних радних места знатно је виша него што историјски однос сугерише. То сугерише на структурне промене у процесу упаривања понуде и тражње за радном снагом, односно на смањење ефикасности. Декомпозиција флукуација незапослености имплицира да су кретања стопе незапослености у целом посматраном периоду пре свега резултат динамике запошљавања, а у мањој мери учесталости напуштања послова. Оцена једначине зарада показује да на раст зарада позитивно утиче затегнутост тржишта рада, док је коефицијент уз резидуал Беверицове криве статистички значајан и супротног знака због тога што његове негативне вредности указују на повећање ефикасности, што делује позитивно на зараде. Декомпозиција доприноса одступања зарада од дугорочног просека указује на то да је у првом делу узорка доминирао негативан допринос ниске затегнутости тржишта, који је постепено слабио са затезањем тржишта. Од 2022. године ефикасност упаривања постепено се смањује, што се може довести у везу с померањем Беверицове криве, при чему су ови негативни ефекти достигли врхунац у 2024. години. Ово погоршање ефикасности делимично је пригушило ефекат високе тржишне затегнутости на раст зарада, при чему мера ефикасности од средине 2025. показује постепено побољшање.

2. Подаци и методологија

Анализа у овом раду заснива се на административним подацима Националне службе за запошљавање (НСЗ) о регистрованој незапослености и пријављеној тражњи за радном снагом на тромесечном нивоу. Будући да евиденција Националне службе за запошљавање не садржи податак о укупној запослености, као показатељ броја запослених коришћени су подаци из Анкете о радној снази (АРС) Републичког завода за статистику (РЗС), такође на тромесечном нивоу. Анализа је спроведена за период од 2011. до 2025. године. Пре израчунавања свих мера, полазне серије су десезониране методом *X-13 ARIMA-SEATS*.

С обзиром на то да су све мере конструисане на основу административних података, резултати овог рада односе се на формални сегмент тржишта рада, односно на онај део понуде и тражње за радном снагом у којем посредује НСЗ. Самим тим, постоје ограничења и на страни понуде и на страни тражње. На страни понуде, евиденција обухвата само регистровану незапосленост, при чему се не укључује рад у неформалном сектору. Такође, знатан део незапослених користи и алтернативне канале за проналажење посла (попут онлајн платформи и неформалних мрежа контаката), што регистар НСЗ чини некомплетним. Са стране тражње, послодавци такође користе друге канале за проналажење радника, услед чега је број слободних радних места у евиденцији нижи него што је то случај у реалности. Поред тога, последњих година приметна је промена у структури незапослених лица са евиденције и пријављених потреба за радом, будући да евиденција углавном обухвата лица с нижим квалификацијама, док се пријављене потребе за радом претежно односе на радна места која захтевају ниже квалификације. Из наведеног следи да конструисане мере представљају апроксимацију стања на формалном сегменту тржишта рада, а не на тржишту рада у целини. Ова ограничења не умањују ваљаност закључака о смеру и покретачима кретања, већ налажу додатан опрез приликом тумачења самих нивоа. Промена у структури евиденције током времена није само ограничење, већ и предмет анализе који ће бити разматран у наставку рада.

Основне променљиве у емпиријској анализи јесу број регистрованих незапослених лица у тромесечју t (U_t), број пријављених слободних радних места у тромесечју t (V_t), број запослених лица у тромесечју t (E_t) из АПС РЗС-а, број новозапослених, односно број лица из регистра незапослених који су остварили запослење у тромесечју t (h_t) и број новопријављених незапослених у тромесечју t (n_t). Стопа регистроване незапослености у тромесечју t (u_t) израчуната је као однос броја незапослених и радне снаге ($\frac{U_t}{U_t+E_t}$) и она се разликује од званичне стопе незапослености АРС-а, јер је базирана на подацима из евиденције НСЗ-а. Стопа слободних радних места у тромесечју t (v_t) дефинисана као однос броја слободних радних места и броја укупних радних места, која укључују слободна радна места и заузета радна места представљена бројем запослених ($\frac{V_t}{V_t+E_t}$). На основу ових променљивих, у складу са стандардним оквиром токова на тржишту рада (Pissarides, 2000; Elsby, Michaels и Solon, 2009; Shimer, 2012), дефинисане су и три кључне стопе: стопа проналажења послова, стопа напуштања послова и стопа затегнутости тржишта рада. Стопа проналажења послова утврђује који се део незапослених из периода $t-1$ запослио у периоду t :

$$F_t = \frac{h_t}{U_{t-1}}$$

Стопа напуштања послова мери прилив незапослених у текућем тромесечју, који потичу од запослених из претходног периода:

$$S_t = \frac{n_t}{E_{t-1}}$$

Затегнутост тржишта рада дефинисана је као однос броја слободних радних места и броја незапослених. Виша вредност θ указује на затегнутостије тржиште рада, које одликује већа тражња за радном снагом у односу на понуду, док у случају мање вредности θ , велики број незапослених има мали број расположивих могућности.

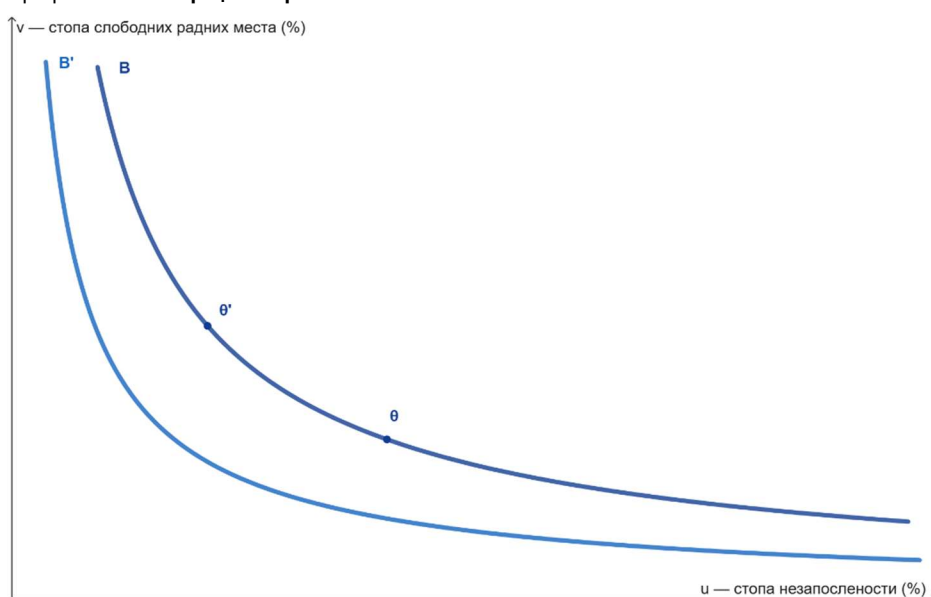
$$\theta_t = \frac{V_t}{U_t}$$

За оцену једначине зарада коришћене су и серија просечне номиналне нето зараде и индекс потрошачких цена (ИПЦ), које објављује РЗС, као и мера продуктивности рада по особи, преузета из базе података *Eurostat*-а.

2.1. Беверицова крива

Беверицова крива је аналитички оквир за оцену стања на тржишту рада, који приказује негативан однос између стопе незапослености (u_t) и стопе слободних радних места (v_t). Негативан однос између ове две стопе теоријски је утемељен у моделу претраживања и упаривања (*Diamond*, 1982; *Mortensen* и *Pissarides*, 1994), у коме крива представља скуп равнотежних стања на тржишту рада. Приликом тумачења кретања на тржишту рада разликујемо два типа промена. Померања дуж криве одражавају цикличне шокове агрегатне тражње, односно промене у затегнутости тржишта рада. Ако би економска активност порасла, повећала би се тражња за радном снагом, док би се незапосленост смањила. Оваква кретања променила би нашу меру тржишне затегнутости θ навише, односно са θ на θ^* . С друге стране, кретање саме криве указује на структурне промене, пре свега у ефикасности упаривања незапослених лица са слободним радним местима, али и на структурне реформе и демографске промене (*Petrongolo* и *Pissarides*, 2001). Померање криве ка координатном почетку, односно с В на В', указује на побољшање ефикасности упаривања незапослених и слободних радних места, будући да за исту стопу слободних радних места постоји нижа стопа незапослености и обрнуто. Формална квантификација уочених померања криве биће представљена помоћу резидуала Беверицове криве, који се уводи у наставку рада.

Графикон 1. Беверицова крива



Извор: илустрација аутора помоћу софтвера GeoGebra.

2.2. Шимерова декомпозиција

У раду је примењена декомпозиција коју је предложио *Shimer* (2012) како би се дијагностиковали покретачи промена стопе незапослености у посматраном периоду. Према Шимеровој декомпозицији, флуктуације незапослености могу се описати доприносима стопе проналажења послова (F_t) и стопе напуштања послова (S_t). Дискретне тромесечне вероватноће трансформисане су у тренутне (хазардне) стопе како би се кориговала пристрасност временске агрегације, будући да дискретне мере не обухватају промене стања у оквиру једног тромесечја:

$$f_t = -\ln(1 - F_t), \quad s_t = -\ln(1 - S_t)$$

Полазна тачка декомпозиције јесте формирање равнотежне стопе незапослености (u_t^*) ка којој тржиште конвергира при деловању ових двеју стопа. Равнотежна стопа незапослености једнака је учешћу стопе напуштања послова у збиру стопе напуштања послова и проналажења послова ($u_t^* = \frac{s_t}{s_t + f_t}$). С обзиром на то да је брзина конвергенције ка равнотежном стању на тромесечним подацима висока, стварна стопа незапослености блиско прати равнотежну ($u_t^* \approx u_t$), те се флуктуације равнотежне стопе могу користити као апроксимација флуктуација стварне стопе незапослености.²

Допринос сваког канала утврђује се поређењем равнотежне стопе незапослености с два контрафактуална сценарија, односно са сценаријем у којем варира само стопа

² Коефицијент корелације регистроване и равнотежне стопе незапослености износи 0,95, што указује на адекватност апроксимације.

проналажења послова, док је стопа напуштања послова фиксирана на просеку целог узорка:

$$u_t^{*,f} = \frac{\bar{s}}{\bar{s} + f_t}$$

и са сценаријем у којем варира само стопа напуштања послова, док је стопа проналажења послова фиксирана на просеку целог узорка:

$$u_t^{*,s} = \frac{s_t}{s_t + \bar{f}}$$

Серије равнотежне стопе незапослености и оба контрафактуала логаритмоване су и растављене на тренд и цикличну компоненту применом Ходрик–Прескоттовог филтера (*Hodrick и Prescott, 1997*), уз параметар прилагођавања $\lambda = 1600$, при чему се доприноси рачунају на цикличној компоненти, будући да декомпозиција има за циљ да објасни флукуације. Приликом декомпозиције по потпериодима, цикличне компоненте оцењене су на целом узорку, а потом издвојене за сваки потпериод, услед чега су доприноси појединих фаза изражени у односу на јединствен референтни тренд и просек.

За израчунавање релативног доприноса сваког канала укупним флукуацијама равнотежне стопе незапослености користили смо учешће коваријансе одговарајућег контрафактуала и равнотежне незапослености у варијанси равнотежне незапослености,

$$\beta_f = \frac{Cov(u_t^{*,f}, u_t^*)}{Var(u_t^*)}, \quad \beta_s = \frac{Cov(u_t^{*,s}, u_t^*)}{Var(u_t^*)}$$

при чему је задовољен услов да на целом узорку важи $\beta_f + \beta_s \approx 1$. У раду биће представљена и анализа по потпериодима у којима збир β_f и β_s не мора да задовољава овај услов, будући да је равнотежна стопа незапослености нелинеарна функција двеју стопа протока, чије су просечне вредности израчунате на целом узорку.

2.3. Мере ефикасности тржишта рада

Кретања дуж Беверицове криве и њене структурне промене могу се грубо квантификовати помоћу мера ефикасности упаривања понуде и тражње за радном снагом. Прва се оцењује као одступање од дугорочне везе стопе слободних радних места и стопе незапослености, односно као резидуал из једначине Беверицове криве, док се друга оцењује из функције упаривања описане у наставку.

2.3.1. Резидуал Беверицове криве

Мера ефикасности мерена резидуалом из Беверицове криве (ε_{BC}) конструисана је у два корака. У првом кораку оцењује се линеарна регресија у којој је стопа слободних радних места (v_t) зависна променљива, док је стопа незапослености (u_t) објашњавајућа променљива:

$$v_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot u_t + \varepsilon BC_t \quad (1)$$

на периоду прво тромесечје 2011 – четврто тромесечје 2019. У другом кораку, оцењене коефицијенте $\widehat{\beta}_0$ и $\widehat{\beta}_1$ примењујемо на целом узорку, а резидуал израчунавамо као

$$\widehat{\varepsilon BC}_t = v_t - \widehat{\beta}_0 - \widehat{\beta}_1 \cdot u_t \quad (2)$$

Прозор оцено завршава се у четвртом тромесечју 2019, чиме се из релације искључују и привремени поремећај током пандемије и трајни структурни помак од 2022. године, који ће бити описан у одељку 3.1. Ова два основа испитана су одвојено. Квант–Ендрозов тест структурног лома (*Andrews, 1993; Hansen, 1997*) одбацује хипотезу о одсуству трајног прекида и локализује га у трећем тромесечју 2022 ($p < 0,0001$). Привремено одступање пандемијског периода потврђено је оценом на проширеном прозору 2011 – Т2 2022, у којој је вештачка променљива за 2020–2021. значајна ($p < 0,001$).

Крива је оцењена у линеарној форми у стопама. Оцена криве испитана је и у алтернативном нелинеарном облику, односно у лог-лог форми која следи из стационарног стања функције упаривања и чија оцењена еластичност износи $-1,06$ (са стандардном грешком $0,27$), те се тестирана вредност од -1 не одбацује, што одговара хиперболичном облику криве. С обзиром на то да је крива оцењена на релативно уском распону стопе незапослености, линеарна и лог-лог форма дају блиске оцено. У прилог томе иде и *Ramsey RESET* тест који не указује на занемарену закривљеност на прозору оцено. Резидуали обе спецификације значајно су корелисани на целом узорку ($0,884$), док коефицијент корелације на прозору оцено износи $0,974$. Тестирано је постојање јединичних корена проширеним Дики-Фулеровим тестом с константом, којим се не одбацује хипотеза о јединичном корену ни за стопу незапослености ни за стопу слободних радних места, те се серије понашају као интегрисане реда један. Енгл–Грејнцеров тест коришћен је за тестирање постојања коинтеграционе везе између стопе незапослености и стопе слободних радних места, која је у форми зависне променљиве, и њиме се одбацује хипотеза о одсуству коинтеграције ($\tau = -3,58, p = 0,044$) на основу потврђене стационарности серије оцењених резидуала, што потврђује и Јохансенов тест статистиком трага с једном доцњом диференцијала. Такође, одбачена је хипотеза о одсуству коинтеграционе везе и за лог-лог спецификацију, али на нивоу значајности од 10% ($\tau = -3,24, p = 0,087$).

Позитивна вредност резидуала (εBC) указује на погоршање ефикасности упаривања, односно да при датој стопи незапослености постоји више слободних радних места него што би равнотежна релација сугерисала, што имплицира да фирме теже проналазе одговарајуће раднике. У случају негативних вредности резидуала, важи супротно.

2.3.2. Ефикасност функције упаривања (А)

Друга мера, ефикасност функције упаривања (А), изведена је из Коб–Дагласове функције упаривања:

$$h_t = A_t \cdot U_{t-1}^\alpha V_t^{1-\alpha} \quad (3)$$

где је h_t број нових запошљавања, U_{t-1}^α укупан број незапослених из претходног периода, $V_t^{1-\alpha}$ број слободних радних места, α^3 еластичност упаривања, док је A_t ефикасност функције упаривања. Дељењем функције (3) бројем незапослених из претходног тромесечја, лева страна једначине трансформише се у стопу проналажења послова из одељка 0 $F_t = \frac{h_t}{U_{t-1}}$, која се може израчунати као $F_t = A_t \cdot \left(\frac{V_t}{U_{t-1}}\right)^{1-\alpha}$, из чега се ефикасност функције упаривања израчунава инверзно

$$A_t = \frac{F_t}{\left(\frac{V_t}{U_{t-1}}\right)^{1-\alpha}} \quad (4)$$

као однос стопе успешних запошљавања при датим стоковима слободних радних места и незапослених из претходног периода. Виша вредност функције ефикасности (4) указује на то да тржиште ефикасније повезује раднике и послодавце, што повећава вероватноћу проналазка посла и, аналогно првој мери, јача преговарачку позицију незапослених.

2.4. Једначина зарада

У наредном кораку анализе, по узору на рад објављен у зборнику Европске централне банке (Consolo & Dias da Silva, 2019), методом најмањих квадрата оценили смо једначину зарада (w_t), приказану као анализовани тромесечни номинални раст просечне зараде на периоду прво тромесечја 2013 – четврто тромесечја 2025, применом логаритма мере затегнутости тржишта рада (θ_{t-1}) и резидуала Беверидове криве (εBC_{t-1}), као мере ефикасности процеса упаривања на тржишту рада, с доцњом. Инфлациона очекивања апроксимирана су покретним просеком четири тромесечја међугодишње стопе инфлације ($\bar{\pi}_t$), што одражава претежно адаптивно формирање очекивања тржишних учесника у процесу преговарања о зарадама. Једначина укључује и међугодишњу стопу раста реалне продуктивности по особи ($prod_t$), мерену као реални БДП по запосленом.

$$w_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \bar{\pi}_t + \beta_2 \cdot \log \theta_{t-1} + \beta_3 \cdot \varepsilon BC_{t-1} + \beta_4 \cdot prod_t + u_t \quad (5)$$

Повећање затегнутости тржишта рада из претходног тромесечја одражава се на раст зарада, јер подразумева већу преговарачку моћ радника, а повећан однос слободних

³ Еластичност упаривања у односу на незапосленост $\alpha = 0,5$ калибрисана је према Petrongolo и Pissarides (2001).

радних места у односу на незапосленост представља вишак опција и флексибилност у налажењу посла. Позитиван резидуал Беверицове криве указује на структурну неусклађеност квалификација, при чему, ако слободна радна места и незапослени остају неупарени, тржиште рада тада генерише слабији притисак на зараде. Насупрот томе, негативан резидуал значи да се упаривање одвија успешно и да радници имају реалне могућности за промену запослења.

3. Емпиријска анализа ефикасности тржишта рада и динамике зарада

3.1. Беверицова крива на тржишту рада Србије

Беверицова крива за тржиште рада Србије конструисана је на основу стопе незапослености и стопе слободних радних места дефинисаних у одељку 2, за период од 2011. до 2025. године. Посматрани период подељен је на четири потпериода: посткризна стагнација (2011–2014), период опоравка и фискалне консолидације (2015–2019), пандемијска криза (2020–2021) и постпандемијски период (2022–2025).

Први потпериод карактеришу истовремено висока стопа незапослености (просечна стопа у посматраном периоду износила је 25,1%) и ниска стопа слободних радних места (просечно 0,18%). Беверицова крива за овај потпериод лоцирана је у доњем десном делу координатног система, уз просечну вредност затегнутости тржишта од 0,005. Ово указује на веома лабаво тржиште рада, на коме се велики број незапослених лица такмичи за веома мали број слободних радних места.

Током другог потпериода приметно је знатно затезање тржишта рада, при чему је просечна стопа незапослености у овом потпериоду смањена на 19,8%, уз повећање просечне стопе слободних радних места (0,25%). Такво кретање може се окарактерисати као померање дуж Беверицове криве, условљено цикличним затезањем тржишта рада, као што је детаљније објашњено у одељку 0. У овом периоду дошло је до раста агрегатне тражње услед опоравка економске активности и у ширем економском окружењу зоне евра и у домаћој економији. Таква кретања, заједно са спроведеном фискалном консолидацијом и доношењем низа активних мера на тржишту рада, резултирала су повећањем тражње за радном снагом и смањењем незапослености.

У пандемијском потпериоду нису забележена одступања која би могла да се очекују, с обзиром на природу шока. Стопа незапослености остала је стабилна током кризе (на нивоу од 15,8%), уз благи пад стопе слободних радних места (0,22%). Изостанак драматичних промена може се великим делом приписати државним мерама усмереним на очување радних места, које су биле карактеристичне за овај период, услед чега се криза највише огледа у опрезности послодаваца приликом запошљавања нових радника.

Последњи посматрани потпериод карактеристичан је по најизраженијим разликама у односу на остатак узорка. Стопа незапослености наставила је да пада (12,1%), док је стопа слободних радних места вишеструко повећана у односу на преткризни ниво (0,53%). Последице, затегнутост тржишта рада достигла је највишу вредност у овом

потпериоду (0,04). Тачке овог потпериода налазе се у горњем левом делу координатног система и приметно се одвајају од обрасца кретања остатка узорка, будући да је стопа слободних радних места знатно виша него што би историјски однос сугерисао. Другим речима, забележен је помак саме Беверицове криве, за разлику од претходног кретања дуж ње.

Беверицова крива тржишта рада Србије, приказана на Графикону **Error! Reference source not found.**, пружа потпору за дескриптивну анализу уочених кретања, док се у наставку уводе квантитативне мере ефикасности упаривања незапослених и слободних радних места, које објашњавају ове путање.

Графикон 2. Беверицова крива за Србију



Извор: РЗС, НСЗ и прерачуна аутора.

Напомена: Стопа незапослености израчуната је као однос броја регистрованих незапослених (НСЗ) и збира регистрованих незапослених (НСЗ) и запослених лица (АРС, РЗС). Стопа слободних радних места израчуната је аналогно – као однос регистрованих слободних радних места (НСЗ) и збира слободних радних места (НСЗ) и попуњених радних места, односно запослених лица (АРС, РЗС).

3.2. Декомпозиција флукуација незапослености

Целокупан посматрани период карактерише готово непрекидан пад стопе незапослености. Да би се утврдили покретачи таквог кретања, примењена је Шимерова декомпозиција, описана у одељку 0.

Просечна вредност равнотежне стопе незапослености износи 28,5% и знатно је виша од просечне регистроване стопе незапослености (18,6%), што је последица начина њеног израчунавања преко стопа протока (стопа проналажења послова и стопа напуштања послова). Ове стопе обухватају само два формална канала – прилив у евиденцију и одлив кроз запослење – док остали облици изласка из евиденције НСЗ нису обухваћени. Стога се мера равнотежне стопе незапослености користи искључиво за анализу флукуација (динамике кретања). Коефицијент корелације између равнотежне стопе незапослености и регистроване стопе незапослености износи 0,95, што указује на оправданост коришћења равнотежне стопе као апроксимације за стварну стопу незапослености.

Применом Шимерове декомпозиције за посматрани период закључује се да стопа проналажења послова објашњава 62% флукуација равнотежне стопе незапослености, док се преосталих 38% може приписати стопи напуштања послова. Другим речима, кретање незапослености у Србији првенствено је детерминисано брзином којом незапослена лица налазе посао, а не учесталост губитака постојећих радних места. Осетљивост резултата на избор параметра прилагођавања проверена је понављањем декомпозиције за вредности $\lambda = 400$ и $\lambda = 6400$. Различите вредности параметра промениле су допринос стопе проналажења послова за мање од 1 п.п., и на целом узорку и по потпериодима, што указује на то да резултати не зависе од избора параметра.

Табела 1. Доприноси флукуацији равнотежне стопе незапослености

Период	β_f	β_s	Укупно	Узорак
2011–2025.	0,62	0,38	1,00	59
2011–2014.	0,80	0,31	1,11	15
2015–2019.	0,89	0,10	0,99	20
2020–2021.	0,04	0,92	0,96	8
2022–2025.	0,60	0,32	0,92	16

Извор: НСЗ и прерачун аутора.

Напомена: Збир β_f и β_s у потпериодима не мора да буде једнак јединици, будући да је равнотежна стопа незапослености нелинеарна функција двеју стопа протока, чије су просечне вредности израчунате на целом узорку.

Из Табеле 1 закључујемо да је овај однос релативно стабилан кроз време, изузев током пандемијског шока. Стопа проналажења послова јесте доминантан канал у прва два потпериода, с тенденцијом раста доприноса, што указује на то да је пад незапослености у овом периоду готово у потпуности био последица проналажења послова, док је учесталост напуштања послова имала мали утицај. Овај налаз је у складу с кретањем Беверицове криве у другом потпериоду, које је било вођено растом економске активности.

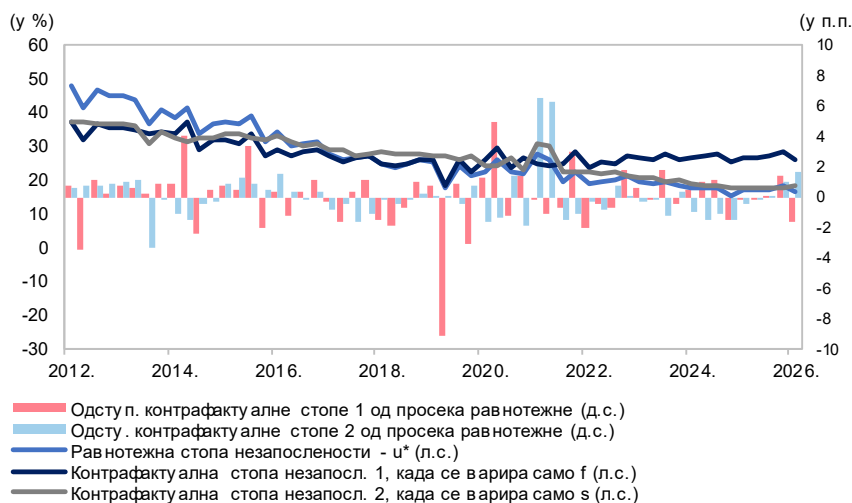
До преокрета долази у периоду пандемије, када допринос стопе проналажења послова пада на свега 4%, док стопа напуштања послова објашњава 92% флукуација равнотежне незапослености. Опрезност у тумачењу овог потпериода произлази из два аспекта. Потпериод је сачињен од само осам опсервација и карактерише га изражено ванредно деловање државе широким спектром мера. Ипак, смер промене остаје недвосмислен. За време овог шока, мере усмерене на тржиште рада осигурале су очување радних места тако што су ограничиле отпуштања. Истовремено, радни односи су прекидани у сегментима који тим мерама нису били обухваћени, попут неформалног сектора. Поред тога, кризу је пратио пад запошљавања нових радника, односно смањење тражње за радном снагом.

У последњем потпериоду образац кретања враћа се на онај пре пандемије, па стопа проналажења послова поново постаје доминантан канал доприноса, али уз смањени значај (60%). Овакав налаз указује на делимичан опоравак тржишта рада после кризе,

будући да динамика незапослености више није искључиво вођена могућностима запошљавања. Смањени значај канала проналажења послова упућује на могуће потешкоће у попуњавању радних места, што је у складу с померањем Беверицове криве уоченим у истом потпериоду. У наредном одељку уводе се мере ефикасности упаривања тражилаца запослења и послодаваца како би се испитало да ли је смањена ефикасност разлог за ову промену.

Кретање равнотежне стопе незапослености приказано је на Графикону **Error! Reference source not found.** На њему се јасно уочава да серија у којој варира само стопа проналажења послова, док је стопа напуштања послова фиксирана, готово у потпуности прати криву равнотежне стопе незапослености. Изузетак је период кризе изазване вирусом корона, када кретање равнотежне незапослености боље одражава серија заснована на варијацији стопе напуштања послова.

Графикон 3. Декомпозиција флукуације равнотежне стопе незапослености



Извор: НСЗ, прорачун НБС применом *Shimer* (2012) декомпозиције.

3.3. Кретање мера ефикасности упаривања на тржишту рада

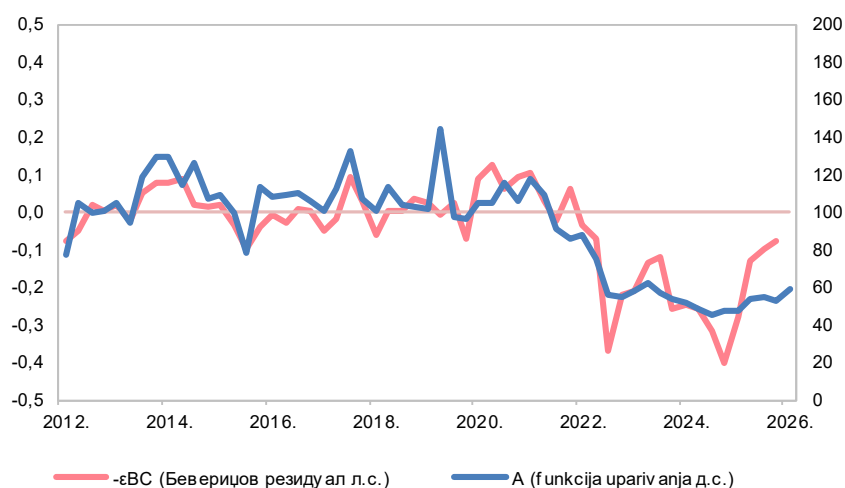
У складу са самим кретањем Беверицове криве, у периоду до 2019. године резидуал Беверицове једначине (2) осцилира око нуле – ефикасност упаривања (4) кретала се близу историјског просека, при чему мера функције упаривања указује на постепено побољшање проналажења посла током овог периода. Током пандемије вируса корона мере се разилазе: резидуал показује побољшање, што одражава пад тражње за радном снагом, а не стварно побољшање ефикасности, док друга мера остаје непромењена захваљујући мерама за очување радних места. Погоршање ефикасности упаривања наступа од 2022. године, на основу обе мере. У случају резидуала Беверицове криве, то се може довести у везу са знатно већом стопом слободних радних места него што је карактеристично за дату стопу незапослености, што потенцијално указује на померање саме криве и на структурну неусклађеност између послодаваца и незапослених. Мера ефикасности упаривања достиже минимум од 45 у трећем тромесечју 2024, а резидуал

највишу вредност (0,400) крајем 2024. Током 2025. обе мере бележе постепено побољшање, при чему се ефикасност још није вратила на историјску криву.

Мера ефикасности из функције упаривања А (4) осетљива је, међутим, на промену канала запошљавања. У бројиоцу стопе проналажења послова садрже се искључиво запошљавања остварена посредством НЗС. Када се запошљавање преусмерава на алтернативне канале, као што су онлајн платформе, препоруке или запошљавање током образовања без формалног уласка у евиденцију, број реализованих запошљавања посредством НЗС опада чак и ако укупно запошљавање остаје непромењено, услед чега мера бележи пад ефикасности који не одражава стварно стање на тржишту рада. Беверицов резидуал не зависи од канала запошљавања, будући да користи стање незапослених и слободних радних места, исте стопе приказане на Графикону **Error! Reference source not found.**, које се формирају независно од начина на који се попуњавање слободних места реализује. Стога резидуал обухвата све факторе који утичу на положај криве, као што су квалификациона неусклађеност и демографске промене, укључујући емиграцију и структурне реформе, чиме пружа информативнију апроксимацију укупне ефикасности тржишта. Из тог разлога, при оцени једначине зарада, која ће бити представљена у наставку, користили смо Беверицов резидуал као меру ефикасности.

Две мере ефикасности значајно су негативно корелисане (коэффициент корелације – 0,84 на целом узорку). Знак је очекиван, будући да виша вредност ефикасности функције упаривања и нижа вредност резидуала Беверицове криве упућују на исто – успешније повезивање понуде и тражње за радном снагом. Корелација је негативна и унутар стабилног периода 2011–2019 (–0,64), што значи да се мере поклапају и мимо заједничког структурног помака.

Графикон 4. Мере ефикасности упаривања на тржишту рада



Извор: НЗС и прерачуни НБС.

Напомена: Беверицов резидуал приказан је са обрнутим знаком, тако да раст обе мере указује на побољшање ефикасности упаривања на тржишту рада.

3.4. Ефекти на динамику зарада

У наредном кораку анализе, по узору на *Consolo и Dias da Silva* (2019), оценили смо једначину зарада (5) како бисмо испитали да ли мере тржишта рада конструисане у претходним одељцима садрже информације релевантне за динамику зарада, а добијене коефицијенте представили у Табели 2. Резултате треба тумачити као индикативне, с обзиром на то да подаци НСЗ-а не обухватају целокупно тржиште рада.

Табела 2: Оцењена једначина зарада

Зависна променљива: ануализован тромесечни номинални раст зарада		
Анализиран период:	Т1 2013 – Т4 2025. (n = 52)	
Објашњавајућа променљива	Коефицијент	Стандардна грешка
Константа	41,39***	(3,83)
Покретни просек четири тромесечја мг. инфлације - (π)	0,41***	(0,09)
Затегнутост тржишта - $\log\theta(-1)$	8,01***	(0,81)
Резидуал Беверицове криве - $\varepsilon BC(-1)$	-28,79***	(5,12)
Међугодишњи раст продуктивности - prod	0,25**	(0,12)
	$R^2=0,82$	Nada. $R^2=0,81$
	Ст. грешка регресије= 2,30	DW=1,69

Извор: прерачун аутора у статистичком пакету Eviews.

*** Означава статистичку сигнификантност на нивоу значајности од 1%, ** на нивоу значајности од 5%, * на нивоу значајности од 10%.

Бројш-Годфријев тест не одбацује одсуство серијске корелације до четврте доцње ($p = 0,135$), а Жарк-Бера тест статистика не одбацује нормалност резидуала ($p = 0,76$).

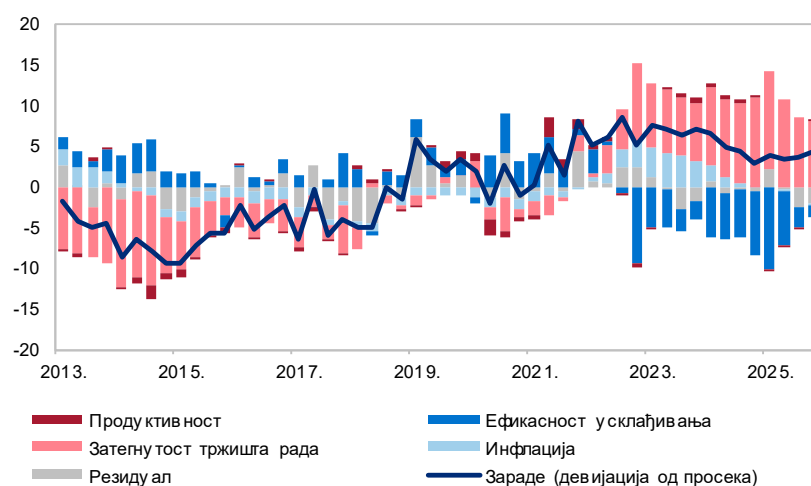
Оцењени коефицијенти имају очекиван смер деловања: у смеру раста зарада делују адаптивна инфлациона очекивања, затегнутост тржишта рада (мерена односом слободних радних места и незапослености) и продуктивност, док коефицијент уз резидуал Беверицове криве има негативан предзнак, јер његове позитивне вредности представљају неефикасност упаривања на тржишту рада. Промена резидуала за једну стандардну девијацију одговара промени раста зарада од око 4 п.п., а упоређива величина за затегнутост тржишта рада износи око 6 п.п.

У наредном кораку настојали смо да анализирамо јачину ефекта ових објашњавајућих променљивих на динамику зарада на историјским подацима. То смо постигли тако што смо израчунали допринос одступања сваке појединачне променљиве од њеног дугорочног просека одступању ануализованог тромесечног номиналног раста зарада. Будући да су доприноси изражени у односу на просек узорка 2013–2025, позитиван допринос ефикасности у ранијем периоду не означава нужно побољшање упаривања у датом тренутку, већ релативно повољније вредности резидуала у поређењу с крајем узорка. Декомпозиција доприноса одступању раста зарада од дугорочног просека (Графикон **Error! Reference source not found.**) указује на доминантан утицај затегнутости тржишта рада. Иако декомпозиција доприноса зависи од оцењених коефицијената и стога наслеђује сва претходно наведена ограничења, она илуструје могући однос снага између затегнутости тржишта и ефикасности упаривања у појединим периодима. У периоду 2013–2014. ниска затегнутост тржишта имала је највећи негативан утицај на раст зарада. У том периоду број незапослених био је релативно висок у односу на број слободних радних места, што је имплицирало мању

преговарачку моћ радника. Након тога, негативан допринос ниске затегнутости постепено слаби са затезањем тржишта, са $-7,7$ п.п. у 2013. на $-0,2$ п.п. у 2019, што чини готово целокупну промену у том периоду. Допринос ефикасности упаривања (мерен резидуалом Беверицове криве) током овог периода остаје приближно константан и позитиван. То одражава чињеницу да су вредности резидуала биле испод просека узорка, који је обележен знатним погоршањем ефикасности упаривања након 2022. године, а не нужно због њеног побољшања у датом тренутку, будући да је сама мера у овом периоду осцилирала око нуле без систематског одступања. У периоду 2022–2023. расту зарада изнад просека доприносе истовремено повећање затегнутости тржишта и инфлаторни притисци, при чему негативно дејство резидуала Беверицове криве већ тада делимично пригушује ефекат затегнутости на раст зарада. У 2024. затегнутост тржишта рада доприноси просечно $10,0$ п.п. изнад дугорочног просека, од чега ефикасност упаривања апсорбује око две трећине, тако да је нето ефекат на зараде знатно мањи од оног који би сама затегнутост сугерисала. У 2025. удео који ефикасност апсорбује опада, са око 85% у првом тромесечју на око 17% у четвртном, чиме затегнутост све снажније утиче на раст зарада. Овакво тумачење треба посматрати као допуну, а не као замену стандардних показатеља тржишта рада, у складу с налазима *Consolo* и *Dias da Silva* (2019), који закључују да ефикасност упаривања пружа додатну квалитативну димензију анализе, али да се квантитативне импликације за зараде битно не разликују од стандардног приступа.

Графикон 5. Доприноси девијацији раста зарада од дугорочног просека

(доприноси анализираном кварталном расту, у п.п.)



Извор: РЗС, НСЗ и прерачуна аутора.

Напомена: Доприноси су израчунати као производ оцењеног коефицијента и одступања одговарајуће променљиве од њеног просека на узорку оцено. Резидуал обухвата цео необјашњени део.

3.5. Алтернативна спецификација једначине зарада

Табела 3. Оцене једначине зарада са алтернативним мерама ефикасности

	Линеарни резидуал	Лог-лог резидуал
Узорак	2013Q1–2025Q4	2013Q1–2025Q4
Константа	41,39 (3,83)***	31,79 (2,97)***
Покретни просек четири квартала мг. инфлације ($\bar{\pi}$)	0,41 (0,09)***	0,31 (0,10)***
Затегнутост тржишта - $\log\theta(-1)$	8,01 (0,81)***	6,05 (0,63)***
Резидуал Беверицове криве - $\varepsilon_{BC}(-1)$	-28,79 (5,12)***	-7,42 (1,61)***
Међугодишњи раст продуктивности - prod	0,25 (0,12)**	0,41 (0,13)***
R ²	0,82	0,80
ст. грешка регресије	2,30	2,47
DW	1,69	1,23
BG(4), F форма	0,135	0,006
BG(4), χ^2 форма	0,104	0,006
VIF: $\ln \theta$ / резидуал	3,99 / 4,08	2,09 / 1,92
ефекат 1 с.д. резидуала	-3,66 п.п.	-2,21 п.п.
ефекат 1 с.д. затегнутости	+6,36 п.п.	+4,81 п.п.
Однос ефеката с.д. резидуала и с.д. затегнутости	0,58	0,46

Извор: прерачун аутора у статистичком пакету *Eviews*.

*** Означава статистичку сигнификантност на нивоу значајности од 1%, ** на нивоу значајности од 5%, * на нивоу значајности од 10%.

Ефекат једне стандардне девијације израчунат је као производ оцењеног коефицијента и стандардне девијације одговарајуће променљиве на узорку оцене дате једначине. С обзиром на то да су две променљиве међусобно корелисане, реч је о дескриптивном поређењу релативног значаја, а не о декомпозицији доприноса.

У одељку 0. описане су две функционалне форме Беверицове криве. Сви досадашњи резултати добијени су применом линеарне форме, док се у овом одељку разматра мера ефикасности упаривања заснована на резидуалу Беверицове криве изведеном из лог-лог спецификације. У Табели 3 приказана је иста једначина као у одељку 3.4, само уз коришћење резидуала из лог-лог форме Беверицове криве. Једначина је оцењена на истом узорку, методом најмањих квадрата. У обе спецификације сви коефицијенти задржавају очекивани знак и статистичку значајност. Коефицијенти уз резидуал Беверицове криве нису међусобно упоредиви, будући да су мере приказане у различитим јединицама. Коефицијенти уз меру затегнутости износе 8,01 у линеарној и 6,05 у лог-лог форми. Разлика произлази из тога што су обе мере резидуала корелисане с мером затегнутости, али је коефицијент корелације у лог-лог форми нижи (0,67) него у линеарној (0,84). То значи да се у линеарној спецификацији део заједничке варијансе расподељује на две променљиве тако да се увећавају оба коефицијента. У прилог томе говори и централизован фактор инфлације варијансе за меру затегнутости и резидуала Беверицове криве, који показује у којој мери је варијанса оцењеног коефицијента увећана услед корелације одговарајуће променљиве са осталим променљивама у једначини. Вредности овог показатеља скоро су двоструко мање у лог-лог спецификацији. Ипак у свим спецификацијама остају испод уобичајеног прага од 5.

Као основна спецификација узета је линеарна једначина услед погодније дијагностике. Дурбин–Вотсонова статистика износи 1,69 у линеарној и 1,23 у лог-лог

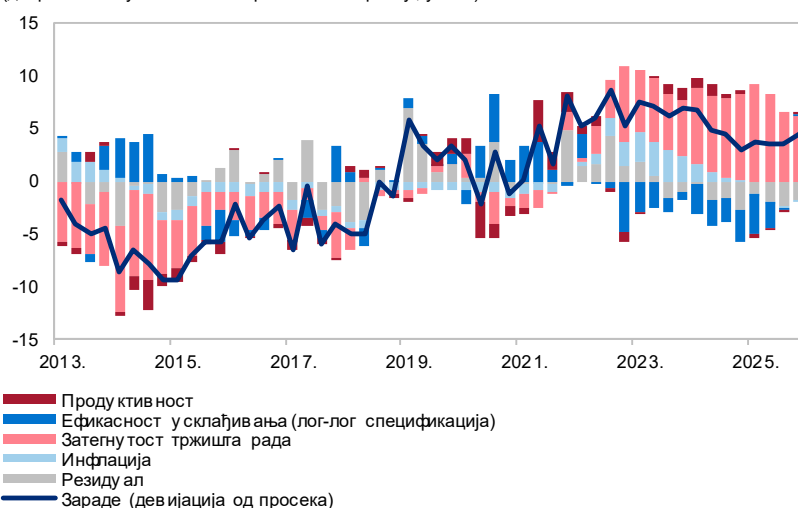
спецификацији. Линеарна форма задовољава тест серијске корелације, будући да Бројш-Годфријев тест на четири доцне даје $p = 0,135$, док то није случај с нелинеарном формом ($p = 0,006$). Такође, једначина с резидуалом из линеарне криве показује нешто бољу прилагођеност у виду благо вишег коефицијента детерминације и ниже стандардне грешке регресије.

С обзиром на то да коефицијенти нису упоредиви, релативан значај процењен је поређењем ефеката једне стандардне девијације. Повећање резидуала линеарне Бевеицове криве за једну стандардну девијацију доводи до нижег ануализованог раста зарада за 3,66 п.п., док тај ефекат износи 2,21 п.п. код повећања резидуала лог-лог криве. Слично томе, повећање затегнутости за једну стандардну девијацију доводи до раста анализоване зараде за 6,36 п.п. у првом случају и 4,81 п.п. у другом. Однос ова два ефеката износи 0,58 у линеарној и 0,46 у лог-лог спецификацији. Оба канала делују у истом смеру, при чему алтернативна спецификација приписује нешто мањи значај ефикасности упаривања.

Графикон 6. приказује декомпозицију доприноса добијену с коефицијентима једначине с резидуалом из лог-лог спецификације, конструисану на исти начин као и декомпозиција приказана на Графикону 5. Приметно је да се смер и време промена подударују са основном верзијом, па је тако допринос затегнутости негативан до 2019, затим постаје позитиван у 2022. години, откада наставља да расте, док допринос ефикасности упаривања у истом периоду мења знак, достиже врхунац у 2024. и повлачи се током 2025. Разлике се уочавају у интензитету доприноса, нарочито код ефикасности упаривања, услед чега су у постпандемијском периоду ефекти затегнутости тржишта рада мање пригушени негативним ефектима ефикасности упаривања. Битно је напоменути да алтернативна спецификација садржи већи допринос необјашњеног дела, што је последица серијске корелације у овој једначини.

Графикон 6. Доприноси девијацији раста зарада од дугорочног просека (алтернативна спецификација)

(доприноси ануализованом тромесечном расту, у п.п.)



Извор: РЗС, НСЗ и прерачун аутора.

Напомена: Доприноси су израчунати као производ оцењеног коефицијента и одступања одговарајуће променљиве од њеног просека на узорку оцено. Резидуал обухвата цео необјашњени део.

4. Закључак

Тржиште рада Србије у периоду 2011–2025. обележено је готово непрекидним падом незапослености, уз истовремени раст зарада. У раду смо настојали да испитамо у којој мери су та кретања последица цикличног затезања тржишта, а у којој структурних промена у упаривању понуде и тражње за радном снагом. Анализа комбинује Беверицову криву, Шимерову декомпозицију флукуација незапослености, две мере ефикасности упаривања и проширену једначину зарада, по узору на *Consolo* и *Dias da Silva* (2019).

Примењене мере пружиле су релативно конзистентну слику динамике тржишта рада у претходних петнаест година. Пад незапослености примарно је вођен бржим проналажењем посла, које објашњава 62% флукуација равнотежне стопе незапослености. Анализа кретања Беверицове криве указала је на постепено померање дуж криве у периоду 2015–2022, условљено цикличним затезањем тржишта, при чему је ефикасност упаривања остала стабилна. Од 2022. долази до помака саме криве, па је при датој стопи незапослености стопа слободних радних места знатно виша него што историјски однос сугерише. То указује на смањену ефикасност упаривања између послодаваца и незапослених, нарочито крајем 2024. године, након чега се током 2025. постепено побољшава. Резултати мера ефикасности упаривања добрим делом су у сагласности са овом динамиком, при чему је ефикасност функције упаривања мање поуздана због методолошке природе и веће осетљивости на промене канала запошљавања. Из тог разлога, за оцену једначине зарада користили смо резидуал Беверицове криве као грубу меру ефикасности упаривања на тржишту рада. Оцењена једначина зарада поседовала је коефицијенте који су у складу са очекивањима – затегнутост тржишта делује у смеру раста зарада, док је коефицијент уз резидуал Беверицове криве супротног знака, јер негативне вредности резидуала подразумевају побољшање ефикасности упаривања и повољно делују на зараде. Посматрање доприноса девијацији зарада од дугорочног просека од објашњавајућих променљивих показује да негативан допринос ниске затегнутости тржишта постепено слаби у периоду 2015–2019, што чини готово целокупну промену у том делу узорка. Од 2022. упаривање се погоршава и делује супротно од затегнутости, са најизраженијим негативним ефектом крајем 2024. Због тога се рекордна затегнутост тржишта преноси само делимично на зараде, након чега се током 2025. упаривање постепено побољшава.

Ипак, закључке треба тумачити уз уважавање ограничења података, односно само као апроксимацију динамике на тржишту рада, с обзиром на то да мере ефикасности већ саме по себи представљају само грубу апроксимацију. Мере су конструисане на административној евиденцији НСЗ-а и односе се на формални сегмент тржишта рада. За разлику од *Consolo* и *Dias da Silva* (2019), који користе хармонизоване анкетне податке, наша анализа комбинује два извора (НСЗ и АРС). Такође, конструисане мере не дозвољавају раздвајање појединачних узрока промена ефикасности упаривања, попут квалификационе неусклађености, емиграције или структурних промена у каналима запошљавања. Због тога су закључци о смеру и покретачима кретања поузданији од закључака о самим нивоима. Узимајући то у обзир, налази упућују на то

да мере ефикасности упаривања могу пружити додатни увид у притиске на зараде, поред стандардних показатеља тржишта рада.

Литература

- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point, *Econometrica*, 61(4), 821–856.
- Consolo, A. and A. Dias da Silva (2019). The euro area labour market through the lens of the Beveridge curve, *ECB Economic Bulletin*, (4).
- Diamond, P. A. (1982). Aggregate Demand Management in Search Equilibrium, *Journal of Political Economy*, 90(5), 881–894.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Elsby, M. W. L., R. Michaels and G. Solon (2009). The Ins and Outs of Cyclical Unemployment, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 84–110.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Galí, J. (2011), The Return of the Wage Phillips Curve, *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436–461.
- Hansen, B. E. (1997). Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests, *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 60–67.
- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
- Mortensen, D. T. and C. A. Pissarides (1994). Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment, *The Review of Economic Studies*, 61(3), 397–415.
- Pagan, A. (1984). Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review*, 25(1), 221–247.
- Petrongolo, B. and C. A. Pissarides (2001). Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function, *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431.
- Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957, *Economica*, 25(100), 283–299.
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed., MIT Press.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31(2), 350–371.
- Shimer, R. (2012). Reassessing the Ins and Outs of Unemployment, *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 127–148.

СТРУЧНИ РАДОВИ

ДИГИТАЛНИ ЕВРО: РАЗВОЈ, ДИЗАЈН И ИМПЛИКАЦИЈЕ ЗА ПЛАТНИ И ФИНАНСИЈСКИ СИСТЕМ

Иван Радановић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за платни систем

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Дигитални евро: Развој, дизајн и импликације за платни и финансијски систем

Иван Радановић

Апстракт: Рад анализира развој пројекта дигиталног евра, његове основне карактеристике и потенцијалне последице по европски платни и финансијски систем. Дигитални евро био би дигитални облик новца централне банке намењен становништву и привреди, који би постојао упоредо с готовином и приватним новцем пословних банака. Његов развој мотивисан је дигитализацијом плаћања, смањењем релативног значаја готовине, потребом за очувањем непосредног приступа јавном новцу, као и настојањем да се ојачају отпорност и стратешка аутономија европског платног система. Рад је заснован на анализи докумената Европске централне банке и других институција Европске уније, предложеног законодавног оквира и релевантне стручне литературе. Посебно су размотрени фазни развој пројекта, правни и институционални оквир, двостепени модел дистрибуције преко приватних посредника, онлајн и офлајн режим, ограничења држања, модел накнада, заштита приватности и доступност. Анализа указује на то да би дигитални евро могао да прошири доступност јавног новца и допринесе интеграцији европског тржишта плаћања, али би истовремено утицао на конкуренцију, трошкове и пословне моделе постојећих пружалаца платних услуга. Предвиђени некамотоносни дизајн, индивидуални лимити и механизми аутоматског преноса средстава требало би да ублаже потенцијалне ризике по банкарско посредовање и финансијску стабилност. Коначни ефекти зависе од правног и техничког решења, прихваћености међу корисницима и начина на који ће бити усклађени употребљивост, приватност, конкуренција и финансијска стабилност. За Србију је развој дигиталног евра релевантан првенствено због повезаности са европским тржиштем плаћања, укључености у географско подручје *SEPA* и значајне употребе евра.

Кључне речи: дигитални евро, дигитална валута централне банке, јавни новац, платни систем, платне услуге, финансијска стабилност.

[JEL Code]: E42, E58, G21, G28

Нетехнички резиме

Све већи део свакодневних плаћања обавља се картицама, мобилним апликацијама и другим дигиталним средствима, док је готовина практично једини облик новца централне банке који грађани могу непосредно да користе. Новац на банковном рачуну, иако га корисник доживљава као исти евро који држи у новчанику, представља обавезу пословне банке. Управо из те разлике полази пројекат дигиталног евра: циљ је да новац централне банке остане непосредно доступан становништву и у дигиталном окружењу. Дигитални евро не би био нова валута нити замена за готовину, већ додатни облик постојећег евра намењен свакодневним плаћањима.

Пројекат је, међутим, шири од самог питања облика новца. Европско тржиште дигиталних плаћања и даље је фрагментисано, док се велики део картичних плаћања ослања на неевропске међународне картичне шеме. Дигитални евро зато се посматра и као заједничка европска платна инфраструктура која би била доступна у целој зони евра, укључујући могућност плаћања без активне интернет везе. Евросистем би издавао дигитални евро и обезбеђивао основну инфраструктуру и поравнање, док би банке и други пружаоци платних услуга наставили да непосредно послују с корисницима. Основне услуге за грађане требало би да буду бесплатне, док би приватни посредници могли да развијају додатне услуге.

Такав модел истовремено отвара питање односа јавне инфраструктуре и приватног тржишта. Дигитални евро би, без обзира на намеру да допуни постојеће облике плаћања, у појединачној трансакцији конкурисао картицама и другим приватним платним инструментима. Један од главних изазова биће зато да заједничка инфраструктура допринесе интеграцији европског тржишта и смањењу зависности од неевропских мрежа, а да истовремено не ослаби подстицаје банака и других приватних учесника да улажу и развијају нове услуге. Коначни тржишни ефекат зависиће од правила приступа, висине накнада, интероперабилности и стварног степена коришћења дигиталног евра.

Посебно питање представљају могуће последице по банке и финансијску стабилност. Када би већи износи банкарских депозита били пребачени у дигитални евро, банке би изгубиле део извора финансирања. Тај ризик могао би бити израженији у периодима финансијске неизвесности, када обавеза централне банке може постати привлачнија од банкарског депозита. Зато је предвиђено да дигитални евро не доноси камату, да износ који појединац може трајно да држи буде ограничен и да се средства изнад лимита аутоматски преносе на повезани банковни рачун. Досадашње анализе Европске централне банке не указују на то да би у разматраним сценаријима дигитални евро нужно угрозио стабилност банкарског система, али би ефекти могли знатно да се разликују између појединачних банака. Тај закључак зато зависи од коначне висине лимита, понашања корисника и економских и финансијских услова у тренутку евентуалног издавања.

За успех пројекта важни су и приватност, безбедност и доступност. Онлајн плаћања не би била анонимна према банци или другом посреднику, али Евросистем не би требало непосредно да повезује податке о плаћању са идентитетом корисника. Офлајн плаћања требало би да пружају виши ниво приватности и да по том својству буду ближа готовини. Истовремено, коришћење дигиталног евра не би смело да зависи од поседовања паметног телефона и високог нивоа дигиталних вештина, због чега се предвиђају алтернативни начини приступа и институционална помоћ корисницима којима је она потребна.

За Србију дигитални евро не значи аутоматско увођење новог средства плаћања. Његова евентуална доступност резидентима Србије зависиће од будућег правног оквира и посебних међународних и оперативних аранжмана. Ипак, развој пројекта важан је због тесних економских веза са Европском унијом, укључености Србије у географско подручје *SEPA*, значајне употребе евра и могућег утицаја нове европске инфраструктуре на прекогранична плаћања. Због тога је оправдано да домаћи пружаоци платних услуга и Народна банка Србије прате развој техничких стандарда и будућих правила, без прејудуцирања будућег приступа систему дигиталног евра или потребе за сопственом дигиталном валутом централне банке.

Садржај:

1. Увод.....	126
2. Дигитални евро – нови облик новца централне банке	128
2.1. Појам и основне врсте дигиталних валута централних банака	128
2.2. Јавни и приватни новац и функција монетарног сидра	129
2.3. Чему дигитални евро? Основни разлози.....	129
3. Развој пројекта дигиталног евра: од истраживања до техничке припреме	130
3.1. Истраживачка фаза (2021–2023).....	131
3.2. Припремна фаза (2023–2025).....	131
3.3. Фаза техничке спремности (од 2025)	132
4. Правни и институционални оквир	133
5. Дизајн и начин функционисања.....	135
5.1. Издавање, дистрибуција и приступ корисника	135
5.2. Случајеви употребе, допуна рачуна и условна плаћања	136
5.3. Онлајн и офлајн режим рада	136
5.4. Ограничења држања и управљање средствима.....	137
5.5. Поравнање и техничка архитектура	138
6. Утицај на тржиште платних услуга	139
6.1. Утицај на банке и друге пружаоце платних услуга	139
6.2. Модел накнада и положај трговаца	140
6.3. Конкуренција, интероперабилност и тржишна структура.....	141
7. Утицај на банкарски сектор и финансијску стабилност.....	142
7.1. Утицај на банкарско посредовање у редовним околностима	142
7.2. Ризик убрзаног одлива депозита и механизми заштите	143
8. Приватност, безбедност и доступност дигиталног евра.....	144
9. Закључак.....	146
Литература	148

1. Увод

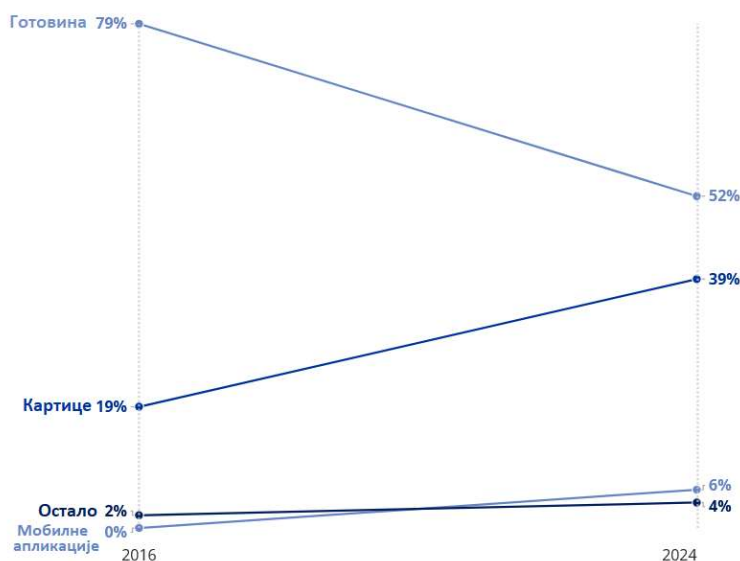
Убрзана дигитализација економских активности током последњих деценија изменила је начин на који грађани и привредни субјекти приступају новцу и обављају плаћања. Иако готовина и даље има значајну улогу, нарочито као општеприхваћено средство плаћања и непосредно доступан облик новца централне банке, све већи део свакодневних трансакција обавља се посредством платних картица, кредитних трансфера, мобилних апликација и других приватно обезбеђених дигиталних платних решења. У таквом окружењу поставља се питање да ли новац централне банке, чија је непосредна доступност становништву обезбеђена новчаницама и кованим новцем, треба понудити и у дигиталном облику.

Један од одговора централних банака – као и тема овог рада – јесте развој дигиталних валута централних банака (*Central Bank Digital Currencies – CBDC*). Реч је о дигиталном платном инструменту деноминованом у званичној обрачунској јединици који представља непосредну обавезу централне банке, а не потраживање према приватном издаваоцу. Дигитални евро био би општенаменски, малопродајни *CBDC*, доступан физичким и правним лицима и коришћен упоредо с готовином и постојећим приватним средствима плаћања (*BIS*, 2020: 3–4; *ECB*, 2023a: 10–11).

Пројекат дигиталног евра покренут је у условима опадања релативног значаја готовинских плаћања, раста електронске трговине, ширења приватних дигиталних платних инструмената и све израженије улоге великих међународних компанија у области плаћања и високе технологије (*Big Tech*) (Слика 1). Европска централна банка (ЕЦБ) пројекат образлаже потребом да се у дигиталној економији очува непосредан приступ јавном новцу, обезбеди општеприхваћено дигитално средство плаћања у целој зони евра, повећа отпорност европског платног система и умањи зависност од неевропских решења. Отуд дигитални евро није замишљен само као технолошки модернизован облик евра већ и као монетарни, инфраструктурни и тржишни пројекат који може утицати на однос јавног и приватног новца, улогу посредника, структуру накнада и конкуренцију на тржишту плаћања (*ECB*, 2023a: 4; *ECB*, 2025c: 6–8).

Пројекат се развија у више узастопних фаза. После истраживачке фазе (2021–2023) и припремне фазе (2023–2025), Савет гувернера ЕЦБ-а 29. октобра 2025. одлучио је да се рад настави у фази техничке спремности, усмереној на изградњу капацитета, пилотирање и сарадњу с тржишним учесницима. Та одлука не значи да је дигитални евро већ одобрен: коначну одлуку о издавању Савет гувернера може донети тек после усвајања правног оквира Европске уније. Законодавни поступак у време израде рада још није окончан; Европски парламент је 9. јула 2026. одобрио почетак међуинституционалних преговора са Саветом (*ECB*, 2023a: 42; *ECB*, 2025c: 5, 33–34; *European Parliament*, 2026a).

Слика 1. Плаћања за робу и услуге у зони евра према платном инструменту (у %)



Извор: Европски Савет, према подацима ЕЦБ.

Напомена: Због заокруживања збир процентуалних удела прелази 100.

Предмет овог рада јесу основне одлике, развој и предвиђени модел функционисања дигиталног евра, с посебним освртом на резултате истраживачке и припремне фазе и на фазу техничке спремности започету крајем 2025. године. Циљ рада је да на прегледан начин систематизује најважније одлуке о дизајну дигиталног евра и анализира његове потенцијалне последице по тржиште платних услуга, банкарско посредовање, финансијску стабилност, приватност корисника и европску платну инфраструктуру.

Полазна теза рада јесте да дигитални евро не треба посматрати искључиво као нови инструмент електронског плаћања, већ као покушај да се јавни новац и јавна платна инфраструктура прилагоде дигиталној економији. Његов утицај неће одредити само техничке одлике већ превасходно начин на који буду уређени однос Евросистема и приватних учесника на тржишту (посредника), ограничења држања, модел накнада, услови прихватања, заштита приватности и приступ корисника изван зоне евра. Успех пројекта зависиће од способности да се повежу употребна вредност за кориснике, одржив пословни модел за пружаоце платних услуга и очување финансијске стабилности.

Иако је дигитални евро првенствено намењен зони евра, његов развој релевантан је и за Србију због снажних економских веза са Европском унијом, значајне употребе евра и укључивања Србије у географско подручје *SEPA*. Евентуална доступност дигиталног евра резидентима Србије зависиће од коначног правног оквира Европске уније и посебних међународних и оперативних аранжмана. За домаћи платни систем зато су важни пре свега могући утицаји на прекогранична плаћања, пословање пружалаца платних услуга и лакшу употребу евра у дигиталном облику (European Commission, 2023a: члан 19; НБС, 2025).

Рад је заснован на анализи докумената ЕЦБ-а и других институција Европске уније и предложеног законодавног оквира, техничких извештаја насталих у појединим фазама

пројекта и других релевантних извора. Након појмовног одређења *CBDC*-а и разматрања разлога за развој дигиталног евра, приказују се фазе пројекта, а затим правни и институционални оквир, предвиђени начин функционисања, утицај на тржиште платних услуга, банкарски сектор и финансијску стабилност, као и питања приватности, безбедности и доступности. У закључку се издвајају услови од којих зависи будућа улога дигиталног евра и укратко разматра његов значај за Србију.

2. Дигитални евро – нови облик новца централне банке

У овом одељку дигитални евро се најпре појмовно одређује као посебан облик новца централне банке, а затим се разматра његово место у савременом монетарном систему. Посебна пажња посвећена је разлици између јавног и приватног новца, функцији монетарног сидра и основним разлозима за развој дигиталног евра.

2.1. Појам и основне врсте дигиталних валута централних банака

Иако је „дигитална валута централне банке” уобичајени превод енглеског термина *central bank digital currency*, **прецизније је *CBDC* одредити као дигитални облик новца централне банке**, а не као посебну валуту која постоји паралелно са евром. Банка за међународна поравнања дефинише *CBDC* као „дигитални платни инструмент који је деноминован у званичној обрачунској јединици и представља непосредну обавезу централне банке” (*BIS*, 2020: 1). И ЕЦБ је у почетном извештају из октобра 2020. нагласила да се не би радило о паралелној валути, већ о додатном облику постојећег евра, конвертибилном по номиналној вредности у готовину и друге облике евра. Као непосредна обавеза Евросистема, **дигитални евро не би био изложен кредитном ризику приватног издаваоца и представљао би најсигурнији облик дигиталног новца** доступан крајњим корисницима (*ECB*, 2020: 7–8). Из ових дефиниција произлазе три основна обележја *CBDC*-а: постоји у дигиталном облику, вредност му је изражена у постојећој обрачунској јединици, а потраживање корисника усмерено је непосредно према централној банци.

Према кругу корисника, *CBDC* се најчешће деле на инструменте опште намене (*retail CBDC*), доступне становништву и привреди за свакодневна плаћања, и инструменте намењене ограниченом кругу финансијских институција (*wholesale CBDC*), који се користе превасходно за међубанкарско поравнање и трансакције на финансијским тржиштима. **Дигитални евро** припадао би првој категорији: **био би намењен плаћањима грађана, привредних субјеката и јавних органа** и користио би се упоредо с готовином и постојећим приватним средствима плаћања (*ECB*, 2023а: 11–12).

Положај дигиталног евра може се најјасније разумети поређењем с постојећим облицима новца. Готовина и резерве које пословне банке држе код централне банке представљају обавезе централне банке. Готовина је доступна јавности, али постоји у физичком облику, док су резерве „дигиталне”, али доступне само финансијским институцијама. С друге стране, депозити код пословних банака и електронски новац

представљају обавезе приватних издавалаца (BIS, 2020: 3–4). Дигитални евро би попунио простор између готовине и резерви – био би дигиталан као резерве, али доступан становништву као готовина. Разлика између дигиталног евра и платне картице или апликације мобилног банкарства јесте у томе што су потоњи платни инструменти, а дигитални евро представља новчану вредност.

2.2. Јавни и приватни новац и функција монетарног сидра

Савремени монетарни систем почива на истовременом постојању јавног и приватног новца. Новац централне банке обухвата готовину доступну становништву и резерве финансијских институција, док приватни новац у свакодневној употреби највећим делом чине депозити код банака. Иако су евро у готовини и евро на банковном рачуну потраживања према различитим институцијама, корисници их прихватају као истоветне, јер су конвертибилни по номиналној вредности. Та конвертибилност почива на институционалним аранжманима, а новац централне банке делује као монетарно сидро (*monetary anchor*), односно као крајњи јавни облик новца у који се приватно издати новац може претворити. Упозоравајући на то да „уверење људи да приватни новац може бити конвертован у новац централне банке може бити угрожено” (Lagarde and Panetta, 2022), **руководство ЕЦБ-а тврди да би дигитални евро одржао поверење у јединство валуте, платни систем, финансијску стабилност, па и у сам приватни новац.**

Ово је важно у контексту све мање употребе готовине, чији се простор у дигиталном окружењу (електронској трговини) кудикамо сужава. Отуд намера пројекта дигиталног евра није да „предупреди” нестанак готовине, јер ЕЦБ и даље намерава да је обезбеђује. **Суштина је да, кроз дигитални евро, новац централне банке остане доступан становништву и у безготовинском окружењу.**

2.3. Чему дигитални евро? Основни разлози

Из до сада наведеног следи први разлог за развој дигиталног евра: **очување приступа јавном новцу у условима дигитализације плаћања.** Он би омогућио да становништво и приликом електронских трансакција користи средство плаћања које представља обавезу централне банке. Тиме би јавни новац остао доступан не само у физичком већ и у дигиталном облику. **Други разлог односи се на непостојање јединственог електронског платног решења за све земље зоне евра.** Постојећа европска решења углавном су ограничена на поједина национална тржишта или врсте трансакција. Према подацима ЕЦБ-а, готово две трећине картичних плаћања у зони евра обрађују неевропске компаније, док се тринаест држава зоне евра код плаћања у продајним објектима у потпуности ослања на међународне картичне шеме (Cipollone, 2026). Таква ситуација отвара питање оперативне отпорности и стратешке аутономије, па би дигитални евро био први паневропски платни инструмент који функционише под правилима Европске уније, а ради на инфраструктури чије су кључне компоненте у надлежности Евросистема (ECB, 2023b: 4). Трећи разлог јесте **повећање отпорности платног система.** Дигитални евро представљао би додатни платни канал и тиме смањио

зависност од ограниченог броја приватних пружалаца и техничких система. У том контексту посебан значај има предвиђена могућност офлајн плаћања, која би омогућила одређене трансакције и без активне интернет везе, па чак и без поседовања рачуна у банци (Исто: 13).

Као главни економиста ЕЦБ-а, Филип Лејн слично види разлоге за увођење дигиталног евра, нарочито у ширем контексту очувања двослојног (*two-tier*) монетарног система, где јавни новац централне банке и приватни новац банака грађанима стоје на располагању упоредо. Према његовом виђењу, опрез налаже да се очува непосредан приступ становништва новцу и када је процес дигитализације плаћања добро напредовао. Разлог види у томе што нема гаранције да би поверење у конвертибилност приватног новца опстало уколико би готовина изгубила практични значај, а одговарајући дигитални облик јавног новца не би био понуђен. Такође, **дигитални евро ограничио би тржишну моћ приватних инфраструктура за плаћање, обезбедио резервни платни канал и помогао у превазилажењу још увек постојеће фрагментације.** Дигиталном еврџ Лејн приписује и политичко-институционални значај: очувањем директне монетарне везе између јавне власти и грађана, дигитални евро симболизовао би економско и политичко јединство Европске уније (Lane, 2025).

3. Развој пројекта дигиталног евра: од истраживања до техничке припреме

Развој пројекта дигиталног евра јесте вишефазни поступак у којем се засебно испитују оправданост пројекта, основне опције дизајна, техничка изводљивост и услови евентуалног пуштања у употребу. Прелазак у наредну фазу не значи да је одлука о издавању већ донета, већ да се настављају истраживачке и припремне активности, при чему **Савет гувернера ЕЦБ-а задржава могућност да коначну одлуку донесе тек након усвајања одговарајућег законодавног оквира** Европске уније.

Први обухватни извештај о дигиталном еврџ ЕЦБ је објавила у октобру 2020. године, с циљем да размотри разлоге за његово могуће издавање, основне захтеве дизајна и потенцијалне последице по монетарну политику, финансијску стабилност и платни систем. Полазиште је било да најпре треба идентификовати сценарије у којима би издавање дигиталног евра било оправдано, али и услове које би такав облик новца морао да испуни (ECB, 2020: 9–14).

Савет гувернера ЕЦБ-а 14. јула 2021. одлучио је да покрене двогодишњу истраживачку фазу пројекта. Њен циљ био је да се испитају кључна питања дизајна и дистрибуције и утврди може ли се развити дигитални евро који одговара потребама корисника, а да притом не угрози финансијску стабилност и не олакша незаконите активности. Већ тада је наглашено да покретање пројекта не представља коначну одлуку о издавању.

3.1. Истраживачка фаза (2021–2023)

Истраживачка фаза трајала је од октобра 2021. до октобра 2023. године. Током ње спровођене су концептуалне анализе и прототипска тестирања, истраживане су потребе корисника и вођене консултације с пружаоцима платних услуга, трговцима и институцијама Европске уније. Утврђени су основни случајеви употребе (*use cases*) – плаћања између физичких лица, плаћања на физичким продајним местима, електронска трговина и трансфери од јавног сектора и ка јавном сектору – као и потреба да дигитални евро буде доступан у онлајн и офлајн режиму (*ECB*, 2023a: 3, 15–17).

У овој фази прихваћен је и **двослојни модел дистрибуције**, што значи да би Евросистем издавао дигитални евро, обезбеђивао поравнање и управљао основним компонентама, док би надзирани пружаоци платних услуга успостављали однос с крајњим корисницима. Истовремено је утврђена потреба да се ограниче износи које физичка лица могу да држе, како дигитални евро не би постао значајно средство чувања вредности. Ове одлуке представљале су опције дизајна високог нивоа, које су касније детаљније разрађене у припремној фази (Исто: 12–13, 18–30).

Истраживачка фаза окончана је закључком „да је могуће развити дигитални евро који би, из перспективе дизајна и дистрибуције, задовољио потребе корисника и захтеве Евросистема” (Исто: 42). Тада је Савет гувернера донео одлуку о преласку у двогодишњу припремну фазу пројекта, која је започела 1. новембра исте године.

3.2. Припремна фаза (2023–2025)

Припремна фаза, од новембра 2023. до октобра 2025. године, имала је задатак да постави оперативно-техничку основу потенцијалног дигиталног евра. То је обухватало развој нацрта правилника шеме, избор потенцијалних пружалаца техничких компонената и услуга, експериментисање с тржишним актерима и продубљивање анализа офлајн функционалности, приступачности, архитектуре и методологије за одређивање лимита држања.

Један од главних резултата ове фазе било је **израђивање правилника шеме** (*digital euro scheme rulebook*). Њиме се уобличавају заједничка правила, стандарди и процедуре које би учесници примењивали како би основне услуге и корисничко искуство били уједначени у целој зони евра. Привремени нацрт правилника, који је 2024. године саставила Развојна група (*Rulebook Development Group – RDG*), накнадно је прошириван правилима о минималном корисничком искуству, управљању споровима и ризицима, тестирању и сертификацији. Како би се проверили елементи дизајна и иновационог потенцијала, паралелно је успостављена иновациона платформа у којој је око 70 банака, финтек компанија, трговаца и небанкарских пружалаца платних услуга тестирало поједине токове плаћања и условне функционалности (*ECB*, 2025a: 5–7, 22; *ECB*, 2025c: 1–2, 14, 9–12).

Истраживања будуће корисничке базе, спроведена како би се боље разумеле преференције и понашања крајњих корисника платних услуга, показала су да различите групе не вреднују исте одлике новог средства плаћања. Корисници са израженијим

захтевима истицали су универзалну прихваћеност, једноставан дизајн, непосредну подршку и могућност офлајн употребе, док су мали трговци наглашавали ниске трошкове, лако уклапање у постојеће поступке наплате и постојање стварне тражње потрошача. Ови налази коришћени су при развоју минималних захтева корисничког искуства и приступачности (*ECB*, 2025с: 26–27).

Иако је ЕЦБ оценила да су циљеви припремне фазе остварени, њено окончање није означило коначну одлуку о издавању дигиталног евра. **Резултат припремне фазе пројекта био је један развијенији, мада и даље променљив нацрт правила, избор потенцијалних техничких партнера и корпус анализа и експерименталних налаза на којима се може заснивати наредна фаза пројекта, у којој ће Евросистем „изградити потребне техничке капацитете и пре потенцијалне одлуке о издавању” дигиталног евра** (*ECB*, 2025с: 34–35).

3.3. Фаза техничке спремности (од 2025)

После одлуке Савета гувернера од 29. октобра 2025. пројекат је прешао у фазу техничке спремности. Рад је усмерен на развој и проверу техничких капацитета, продубљивање сарадње с пружаоцима платних услуга, трговцима и представницима корисника и подршку законодавном поступку. Евросистем наглашава да ће се припрема одвијати модуларно, како би се пројекат могао прилагодити коначном правном и функционалном оквиру (Исто: 35). Такав приступ подразумева и флексибилност, што значи да ће фокус бити на унапређењу техничке спремности, продубљивању комуникације с тржиштем и подршци законодавним поступцима.

Током 2026. настављена је разрада правилника шеме. Верзија 0.91 правилника, објављена 2. јула, садржи проширене захтеве за корисничке токове, тестирање и сертификацију, управљање ризицима и техничке спецификације, али је и даље прелиминарна и необавезујућа. Ипак, **за другу половину 2027. године планирано је пилот-тестирање дигиталног евра**, како би се у контролисаном окружењу испитали техничка стабилност, оперативни поступци, скалабилност и корисничко искуство. **ЕЦБ је у јулу 2026. одабрала 36 пружалаца платних услуга који ће учествовати у пилоту;**⁴ вредност која се буде користила у том окружењу неће имати статус законског средства плаћања (*ECB*, 2026а; *ECB*, 2026b; *ECB*, 2026с). Нормативно посматрано, с обзиром на одсуство коначне регулације дигиталног евра, релевантан оквир представљаће *PSD2* – Друга директива о платним услугама (*ECB*, 2023а: 18).

Под претпоставком да законодавни оквир буде благовремено усвојен, **Евросистем настоји да достигне техничку спремност за потенцијално прво издавање током 2029. године.** Реч је о условном временском оквиру, тако да коначна одлука још увек остаје у надлежности Савета гувернера ЕЦБ-а и зависиће од усвојеног правног и

⁴ Од банака у региону које имају своје подружнице у Републици Србији, међу 36 поменутих пружалаца платних услуга налазе се *Raiffeisenbank Austria d.d.* из Хрватске, као и *Nova Ljubljanska banka d.d.* из Словеније.

функционалног дизајна, резултата пилот-тестирања и економско-финансијских околности.

4. Правни и институционални оквир

Значајно је да, иако се одвијају паралелно, **правни и технички развој дигиталног евра представљају одвојене процесе**. Евросистем разрађује дизајн и обезбеђује техничку спремност потенцијалног дигиталног евра, док Европски парламент и Савет Европске уније у редовном законодавном поступку утврђују оквир у којем би се ова дигитална валута издавала и користила. С обзиром на то, напредак техничког пројекта не ствара сам по себи правни основ за пуштање дигиталног евра у употребу, као што ни усвајање уредбе не би обавезивало ЕЦБ да га изда.

Институционални оквир почива на **разграничењу надлежности**. Уговорне одредбе о задацима Евросистема и издавању новца, укључујући чл. 127. и 128. Уговора о функционисању Европске уније (УФЕУ) и чл. 17. и 22. Статута ЕЦБ-а, пружају основу за деловање ЕЦБ-а у области новца и платних система. Међутим, општа правила употребе дигиталног евра утврђују Европски парламент и Савет на основу чл. 133. УФЕУ. ЕЦБ, дакле, није законодавац у овом поступку, али задржава искључиву надлежност да одобри издавање дигиталног евра (Grünwald, 2023: 17–20).

Европска комисија је 28. јуна 2023. представила пакет о јединственој валути. Његов средишњи део је Предлог уредбе о успостављању дигиталног евра,⁵ заснован на члану 133. УФЕУ, а пакет обухвата и предлог о пружању услуга дигиталног евра од стране пружалаца из држава чланица које нису прихватиле евро и предлог о очувању статуса и доступности евра у готовини. Избор уредбе треба да обезбеди непосредну и уједначену примену у зони евра, док истовремено наглашава да дигитални евро треба да допуни, а не да замени новчанице и ковани новац (European Commission, 2023a; European Commission, 2023b; European Commission, 2023c).

Предлог уредбе одређује дигитални евро као дигитални облик јединствене валуте доступан физичким и правним лицима. ЕЦБ би имала искључиво право да одобри његово издавање, док би га издавале ЕЦБ и националне централне банке зоне евра. Савет гувернера би, после усвајања уредбе, одлучивао да ли ће, када и у ком облику дигитални евро бити издат (European Commission, 2023a: чл. 3–4).

Важно је, у смислу практичне примене, разликовати улогу издаваоца дигиталног евра од улоге установе која крајњем кориснику пружа платне услуге – посредника. **Дигитални евро представљао би обавезу Евросистема, али би корисник платних услуга успоставио уговорни однос с банком или другим овлашћеним пружаоцем платних услуга**. Посредници би отварали и водили рачуне или дигиталне новчанике, вршили идентификацију корисника, извршавали плаћања и пружали корисничку подршку, али не би, за разлику од случаја са „обичним” новцем на рачуну, били издаваоци саме новчане вредности (ECB, 2023a: 18–27). Ово значи да **крајњи корисник**

⁵ Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council on the establishment of the digital euro.

не успоставља контакт са ЕЦБ-ом или националном централном банком, чак ни када користи њен *front-end* интерфејс, унутар кога се дигиталним евром располаже.⁶ Чланом 6. предвиђено је да би **надзор над поступањем пружалаца платних услуга вршили национални надлежни органи** у сарадњи са ЕЦБ-ом (*European Commission*, 2023а: чл. 6, 13 и 28).

Предложена уредба, такође, дигиталном еврџ предвиђа статус законског средства плаћања. Ова (очекивана) мера подразумева обавезу прихватања, и то по пуној номиналној вредности, што значи да се његовим коришћењем платилац ослобађа новчане обавезе (чл. 7. и 9). Ипак, **обавеза прихватања дигиталног евра не би била општа**: од ње би се, између осталих, изузела физичка лица која обављају личну делатност на нивоу домаћинства, као и микропредузећа и непрофитна правна лица која не прихватају ни упоредива средства безготовинског плаћања.

Дистрибуција дигиталног евра поверава се банкама, платним институцијама и другим овлашћеним пружаоцима платних услуга. **Кредитне институције које већ пружају основне услуге у вези с платним рачунима биле би, на захтев својих клијената, дужне да понуде и основне услуге дигиталног евра.** У складу с Директивом (ЕУ) 2019/882, чланом 14. предложене уредбе предвиђа се да, уколико лице нема или не жели да има платни рачун, државе чланице морају да му обезбеде услугу коришћења дигиталног евра у оквиру јавних органа или поштанских установа; предвиђа се и програм подршке старијим лицима, особама са инвалидитетом и корисницима са ограниченим дигиталним вештинама. Основне услуге за физичка лица, укључујући отварање и управљање рачуном или новчаником и извршавање плаћања, биле би бесплатне.

Приступ лицима изван зоне евра не би био аутоматски. Према члану 18. предложене уредбе, **пружаоци платних услуга моћи ће да учине доступним дигитални евро становницима земаља Европске уније које нису у зони евра** само уколико се склопи засебан аранжман између националне централне банке и ЕЦБ-а, за шта је предуслов да национална централна банка најпре упути захтев и обавезе се на поштовање „свих правила, смерница, упутстава или захтева” које ЕЦБ изда у вези с дигиталним евром, што обухвата и делатност надзора. **У случају „трећих земаља”** које нису чланице Европске уније ни зоне евра важе слична правила – с тим што се засебан аранжман потписује најпре између треће земље и Европске уније, да би се допунио аранжманом ЕЦБ-а и националне централне банке. Дистрибуција дигиталног евра у таквој земљи – каква је и Србија – захтевала би да национална централна банка обезбеди сва неопходна обавештења о коришћењу дигиталног евра унутар својих граница, која би ЕЦБ могла да затражи. Када је реч о међувалутним (*cross-currency*) плаћањима између дигиталног евра и других валута, примењивали би се претходни споразуми између ЕЦБ-а, с једне стране, и националних централних банака земаља ЕУ чија валута није евро и трећих земаља, с друге стране. Да би се обезбедила интероперабилност плаћања између

⁶ Чл. 25–33. предложене уредбе предвиђају и могућност да сама пословна банка развије сличан интерфејс, где ће корисник платних услуга моћи да бира чији ће да користи.

дигиталног евра и других валута, чланом 21. предвиђена је сарадња ЕЦБ-а с националним централним банкама.

До тренутка израде овог текста законодавни поступак још није окончан. Савет Европске уније усвојио је своју преговарачку позицију 19. децембра 2025. године, подржавши правни оквир за онлајн и офлајн коришћење дигиталног евра, бесплатне основне услуге и његов статус законског средства плаћања. Позиција Савета, између осталог, предвиђа да ЕЦБ одређује индивидуалне лимите држања унутар општег максимума утврђеног одлуком Савета, како би се ускладиле надлежности ЕЦБ-а са ширим интересима финансијске стабилности и монетарног суверенитета (*Council of the European Union*, 2025a).

Европски парламент је 23. јуна 2026. године усвојио позицију у надлежном одбору (*European Parliament*, 2026b), а 9. јула одобрио отварање међуинституционалних преговора са Саветом (*European Parliament*, 2026a). **Парламент је подржао онлајн и офлајн употребу, бесплатне основне услуге, заштиту приватности и ограничење индивидуалних износа дигиталног евра.** Интересантно је да питање стратешке аутономије постаје све присутније и у позицијама законодаваца. И Савет и Европски парламент дигитални евро повезују с јачањем отпорности европског платног система и смањењем зависности од пружалаца изван Европске уније (*Council of the European Union*, 2025b; *European Parliament*, 2026b). Према подацима ЕЦБ-а, међународне картичне шеме обрадиле су 64% свих електронски иницираних трансакција картицама издатим у зони евра у 2023. години (*ECB*, 2025b: 11).

5. Дизајн и начин функционисања

Коначни дизајн дигиталног евра зависиће од исхода законодавног поступка и накнадне одлуке Савета гувернера ЕЦБ-а о издавању. Истраживачка и припремна фаза ипак су обликовале довољно јасан оперативни модел: дигитални евро био би непосредна обавеза Евросистема, али би се крајњим корисницима дистрибуирао посредством банака и других овлашћених пружалаца платних услуга. Био би намењен малим (*retail*) плаћањима, доступан у онлајн и офлајн режиму и праћен механизмима који ограничавају његову употребу као средства чувања вредности.

5.1. Издавање, дистрибуција и приступ корисника

Евросистем би издавао дигитални евро и обезбеђивао основну инфраструктуру, док би надзирани пружаоци платних услуга обављали већину послова у непосредном односу с корисницима. Њихове функције обухватале би идентификацију и укључивање корисника, отварање и управљање рачунима или новчаницима, допуњавање и повлачење средстава, иницирање плаћања и корисничку подршку. Посредници би пружали платну услугу, али не би били издаваоци новчане вредности, која би представљала обавезу централне банке (*ECB*, 2023a: 18–30; *European Commission*, 2023a: члан 13). **Корисници би дигиталном еврѸ приступали преко апликација и електронских канала својих посредника или преко посебног**

интерфејса Евросистема; ни у другом случају не би постојао уговорни однос између корисника и ЕЦБ-а или националне централне банке (*European Commission*, 2023a: члан 28; *ECB*, 2023a: 19–20).

Како приступ не би зависио од поседовања паметног телефона новије генерације и високог нивоа дигиталне писмености, **предвиђена је и употреба физичке картице или другог одговарајућег уређаја** (*ECB*, 2025c: 21–22). Европска комисија је у члану 31. предложене уредбе предвидела могућност лаке промене пружаоца платних услуга, уз задржавање идентификатора рачуна дигиталног евра, што би, како се сматра, олакшало преносивост услуге и смањило зависност од једног посредника.

5.2. Случајеви употребе, допуна рачуна и условна плаћања

Дигитални евро био би намењен основним облицима плаћања: преносима међу физичким лицима, плаћањима у продавницама, електронској трговини и плаћањима према јавним органима и од јавних органа као што су порези, накнаде, субвенције и социјална давања. Конкретни стандарди и кориснички токови били би утврђени правилником шеме, а **разматрана техничка решења обухватају QR кодове, NFC, хиперлинкове и бројеве рачуна дигиталног евра** (*digital euro account number – DEAN*) (*ECB*, 2023a: 15–17; 2023b: 10).

У зависности од опсега услуга које ће пружати банке и друге кредитне институције, средства би се могла пренети у дигитални евро с платног рачуна или полагањем готовине, што би важило и у супротном смеру. Дигитални начини допуњавања и повлачења средстава требало би да буду доступни непрекидно, док би послови повезани с готовином зависили од расположиве инфраструктуре и времена у којем посредник иначе пружа услуге повезане с радом благајне (*ECB*, 2023a: 22–23). Предвиђена су и **тзв. условна плаћања, код којих се пренос средстава извршава аутоматски након унапред дефинисаног услова**. Средства би могла бити привремено резервисана, а затим пренета примаоцу након, на пример, потврде испоруке робе или извршења услуге. Активности поводом ових услова вршили би пружаоци платних услуга унутар засебног слоја (*conditionality layer*), док би Евросистем обезбеђивао *back-end* слој за потребе поравнања и резервације средстава (*ECB*, 2025c: 21). Треба напоменути да ова условност плаћања није исто што и програмабилни новац (*programmable money*), односно врста дигиталног новца са засебном уграђеном логиком и ограничењима по питању врсте, примаоца, времена извршења и других особина трансакција. Чланом 24. предложене уредбе изричито се тврди да **дигитални евро не би био програмабилни новац**; условима се може одредити тренутак извршења конкретне трансакције, али не и општа употребљивост дигиталног евра који корисник поседује (*ECB*, 2023b: 24).

5.3. Онлајн и офлајн режим рада

Према предлогу Комисије, онлајн и офлајн режим требало би да буду доступни од првог издавања. Онлајн режим покривао би плаћања на физичком продајном месту, електронску трговину и преносе међу удаљеним корисницима. Ако корисник унапред

повеже рачун дигиталног евра с платним рачуном (или једним од платних рачуна) и активира одговарајућу функцију, недостајући износ могао би аутоматски да се повуче с повезаног рачуна, па није неопходно да целокупан износ плаћања унапред држи у дигиталном еврџу (*European Commission*, 2023а: члан 23; *ECB*, 2023а: 13–17, 23).

Офлајн режим био би намењен плаћањима између уређаја у непосредној близини,⁷ без активне интернет или телекомуникационе везе и без прослеђивања сваке трансакције онлајн систему. Средства би се унапред пренела на заштићени елемент⁸ у телефону, картици или другом уређају, а плаћање би се извршавало непосредним ажурирањем локално сачуваних стања, без чувања података или валидације од стране пружалаца платних услуга. За допуњавање или повлачење средстава за офлајн употребу – као и ради периодичних провера безбедносних функција – уређај би морао да се повеже са системом (*ECB*, 2023а: 13–14, 22; *ECB*, 2025с: 16–17).

Офлајн режим омогућавао би плаћања током прекида интернет или телекомуникационих услуга и пружао виши степен приватности, ближи готовинском плаћању. Подаци о појединачним офлајн трансакцијама не би били доступни посредницима ни Евросистему. Локално сачувана средства била би изложена ризику сличном оном код готовине: ако се уређај изгуби или украде, повраћај средстава не би могао да се изврши, а посредник или Евросистем не би били у обавези да их надокнаде (*ECB*, 2023а: 14, 38).

5.4. Ограничења држања и управљање средствима

Дигитални евро није замишљен као инвестициона имовина нити као средство штедње. Средства физичких лица не би носила камату и била би подложна индивидуалном лимиту држања, чији коначни износ није утврђен. Главни задатак током припремне фазе пројекта био је развој методологије за калибрацију ограничења држања дигиталног евра. Циљ ове методологије, која се развија у сарадњи са националним централним банкама и релевантним установама из земаља-чланица зоне евра, **јесте да се одржи равнотежа између обезбеђивања корисности дигиталног евра као средства плаћања, ефективности монетарне политике и финансијске стабилности;** ограничењем би се настојало ублажити ризик прекомерног и трајног преливања депозита из пословних банака у новац централне банке (*ECB*, 2023а: 12–13, 33; *ECB*, 2025с: 23; *European Commission*, 2023а: чл. 15–16). ЕЦБ је 2025. на захтев законодаваца анализирао хипотетичке лимите од 500 до 3.000 евра по физичком лицу; одговарајући износ утврђивао би се ближе могућем датуму издавања и у светлу тадашњих економских и финансијских услова.

Практични утицај лимита ублажавао би се механизмима „водопада” и „обрнутог водопада”. Ако примљена уплата повећа стање изнад лимита, вишак би се

⁷ Члан 23. предложене уредбе прописује се да у непосредној близини плаћање може да се изврши и онлајн, о чему би се корисници платних услуга унапред обавештавали.

⁸ Мисли се на заштиту од неовлашћених физичких измена (*Tamper-proof chip*) с претходно уграђеним софтвером који може да похрањује поверљиве и криптографске податке и покреће безбедне апликације.

аутоматски пребацио на повезани платни рачун. Ако корисник жели да плати више него што му расположиво стање дигиталног евра дозвољава, разлика би се аутоматски повукла с повезаног рачуна. Повезивање рачуна и активирање ових функција били би добровољни и захтевали би претходно одобрење корисника (*ECB*, 2022: 10; *ECB*, 2023a: 14–15, 23). Ови механизми односили би се на онлајн средства; офлајн средства морала би бити унапред допуњена и имала би засебан лимит по уређају, као део укупног индивидуалног лимита.

У моделу развијеном током истраживачке фазе, привредни субјекти и јавни органи могли би да примају и извршавају плаћања, али не и да трајно акумулирају онлајн средства. За њих је предвиђен нулти лимит онлајн држања: примљени износи аутоматски би се пребацивали на банковни рачун, док би се средства потребна за плаћање повлачила непосредно пре трансакције. Ограничена средства примљена офлајн могла би привремено остати на прихватном уређају до поновног успостављања везе; коначни параметри тог изузетка још нису утврђени (*ECB*, 2023a: 12–13, 23–24).

5.5. Поравнање и техничка архитектура

Када је реч о поравнању плаћања дигиталним евром, коначно поравнање код онлајн и офлајн плаћања одиграла би се у различитим тренуцима. Код онлајн плаћања коначно поравнање наступило би када се пренос евидентира у инфраструктури Евросистема, а код офлајн плаћања након локалног ажурирања стања на уређајима платиоца и примаоца (*European Commission*, 2023a: члан 30).

Према техничком концепту развијеном током припремне фазе, **непрекидност услуге онлајн дигиталног евра почивала би на централизованом главној књизи, распоређеној по вишерегионалној инфраструктури са серверима на више физички раздвојених локација**. На тај начин, континуитет пословања био би обезбеђен чак и у случају колапса инфраструктуре за обраду података – због тога што би се трансакције преусмериле ка серверима у регионима где је стање редовно. Централизована главна књига одабрана је због тога што држање дигиталног евра значи поседовати директну обавезу централне банке, што значи да Евросистем мора бити способан да исправно бележи, па тиме и верификује сва поравнања која се тих обавеза тичу (*ECB*, 2025c: 17–19).

Из наведеног следи да се предвиђеним моделом дигиталног евра настоји да повеже сигурност новца централне банке с постојећом мрежом приватних посредника и корисничких интерфејса. Његова практична употребљивост зависиће од једноставности преласка између дигиталног евра, банковних депозита и готовине, квалитета онлајн и офлајн корисничког искуства и калибрације лимита тако да штите финансијски систем, а не умањују корисност средства плаћања.

6. Утицај на тржиште платних услуга

Досадашње излагање одлика и функционалности дигиталног евра, барем према тренутним одлукама надлежних установа, показало је да се увођење дигиталног евра не би ограничило само на појаву новог платног инструмента, већ би делимично преуредило институционалну и економску структуру малих плаћања у зони евра. Евросистем би обезбеђивао новчану вредност, заједничка правила, централну инфраструктуру и поравнање, док би банке и други пружаоци платних услуга задржали непосредан однос с корисницима и трговцима. Дигитални евро је стога замишљен као јавна инфраструктурна основа која се уграђује у постојећи платни екосистем, али би његово увођење неизбежно утицало на трошкове, приходе и тржишну позицију постојећих посредника (*ECB*, 2025b: 3–5, 30).

6.1. Утицај на банке и друге пружаоце платних услуга

Средишњу улогу у дистрибуцији дигиталног евра имале би банке. Кредитне институције које већ пружају услуге повезане с платним рачунима биле би дужне да клијентима, на њихов захтев, обезбеде основне услуге дигиталног евра, док би други овлашћени пружаоци могли да учествују у складу са својом пословном одлуком. Чл. 14. и 17. предложене уредбе предвиђају **бесплатне основне услуге за физичка лица, с тим што би посредници могли да развијају и наплаћују додатне услуге**, укључујући поједине облике условних плаћања (*European Commission*, 2023a: 24, 26).

Важна предност за посреднике била би могућност да дигитални евро интегришу у постојеће мобилне апликације, електронско банкарство и новчанике и тако задрже непосредан однос с клијентима. **Истовремено је предвиђен посебан интерфејс Евросистема, који би обезбедио јединствену резервну могућност приступа и тако смањио трошкове развоја које сnose мање институције.** Међутим, не постоји сагласност у погледу обавезне подршке том интерфејсу: ЕЦБ, представници потрошача и трговаца истичу отпорност, инклузију и уједначено искуство, док се посредници позивају на додатне трошкове и могуће слабљење односа с клијентима. Коначно решење зависиће од законодавног поступка (*ECB*, 2025b: 25–28).

Увођење дигиталног евра захтевало би значајна почетна улагања у корисничке интерфејсе, идентификацију и укључивање корисника, управљање ликвидношћу, контролу лимита, спречавање превара и корисничку подршку. ЕЦБ процењује да би укупна инвестициона улагања банкарског сектора зоне евра могла износити између четири и 5,8 милијарди евра, односно од једне до 1,44 милијарде евра годишње током четири године. Овај ниво трошкова „упоредив је с трошковима иницијатива као што је увођење *PSD2* и нижи од улагања за хармонизације за потребе *SEPA*” (*ECB*, 2025c: 32).

Трошкови не би били равномерно распоређени. Фиксна улагања би велике банке могле да расподеле на ширу корисничку базу, док би за мале банке и платне институције она представљала релативно веће оптерећење. **Због тога се развија могућност „дигиталног евра као услуге” (*digital euro as service*),** у којој би посредник од специјализованог техничког добављача или процесора набављао део неопходних

функција, уместо да целокупан систем развија самостално. Такав модел могао би да умањи инвестиционе трошкове и трошкове одржавања, нарочито за мање посреднике, али би захтевао управљање ризицима аутсорсинга, континуитета пословања и концентрације услуга код ограниченог броја добављача (*ECB*, 2025b: 30, 35–37). Такође, заједничка инфраструктура могла би да створи простор за нове услуге које би могле да се наплаћују (Исто: 10, 30–31).

Нето утицај на приходе посредника није могуће једнозначно одредити. Део постојећих електронских плаћања могао би да пређе на дигитални евро, док би бесплатне основне услуге и ограничење накнада сузили поједине изворе прихода. Насупрот томе, посредници би били обештећени за дистрибуцију, Евросистем им не би наплаћивао већину сопствених трошкова, а могли би да развијају додатне услуге. Коначан ефекат зависиће од степена употребе, модела накнада и способности институција да искористе нову инфраструктуру (*ECB*, 2023c: 12; *ECB*, 2025b: 30–33).

6.2. Модел накнада и положај трговаца

Предложени модел накнада настоји да повеже три циља: бесплатну основну употребу за физичка лица, одговарајућу структуру накнада за посреднике и заштиту трговаца од прекомерних трошкова. Пошто се основне услуге не би наплаћивале физичким лицима, **предвиђена је међупосредничка накнада коју би пружалац услуга трговца плаћао пружаоцу услуга платиоца, док би трговац свом прихватиоцу плаћао трговачку накнаду.** Обе накнаде биле би ограничене на нижи од два износа: релевантним трошковима с разумном профитном маржом или накнадама за упоредива приватна безготовинска средства плаћања. **Трошкова граница заснивала би се на трошковима најефикаснијих пружалаца** који заједно дистрибуирају четвртину дигиталног евра у зони евра (*European Commission*, 2023a: члан 17; *ECB*, 2023c: 12).

Ограничење накнада повезано је с предвиђеним статусом дигиталног евра као законског средства плаћања. Уколико би посредници имали пуну слободу у одређивању цене прихватања плаћања дигиталним евром, трговци, који су у начелу дужни да прихватају дигитални евро, били би у слабој преговарачкој позицији. Истовремено, посредницима је потребна довољна компензација да би имали подстицај да активно дистрибуирају дигитални евро и обезбеде квалитетну услугу. Извесну погодност за трговце представљала би једноставнија структура трошкова: Евросистем не би наплаћивао накнаде повезане с радом шеме или обрадом трансакције, мада прихватање не би било бесплатно, јер би трговци и даље плаћали услуге својих посредника (*ECB*, 2023c: 12; *ECB*, 2025b: 30–31, 41–42).

Како упозоравају банке и други пружаоци платних услуга, јединствена горња граница накнада можда неће моћи довољно да одрази разлике између националних тржишта, структуре трошкова и расподеле одговорности у случајевима када платне рачуне и рачуне дигиталних евра воде различите институције. Трговци, насупрот томе, сматрају да је ограничење неопходно и очекују ниже и транспарентније трошкове од постојећих, упоредивих платних инструмената. Економска одрживост дистрибуције

дигиталног евра ће, према томе, зависити од коначног решења до ког дођу европска законодавна тела (*ECB*, 2025b: 30–33).

6.3. Конкуренција, интероперабилност и тржишна структура

Дигитални евро могао би истовремено да буде и такмац постојећим платним инструментима и инфраструктура на којој приватни пружаоци развијају сопствена решења. Заједнички стандарди и широка прихватна мрежа могли би да створе паневропски слој (*common acceptance layer*) за плаћања с рачуна на рачун (*A2A*), доступан на физичким продајним местима и у електронској трговини. Европска платна решења могла би тако да прошире географски домет без самосталног успостављања прихватне мреже у свакој држави (*ECB*, 2025b: 3, 10–13; *ECB*, 2025c: одељак 6.2.1).

Ипак, тежња на којој европске установе инсистирају, да дигитални евро не потисне приватне платне инструменте, има објективну границу: приликом сваке трансакције корисник бира само једно средство плаћања. То значи да дигитални евро инхерентно конкурише приватним решењима. Зато је интересантније питање може ли се дигитални евро калибрисати тако да умањи фрагментацију европског тржишта плаћања, а да не поремети подстицаје за иновације у приватном сектору.

ЕЦБ истиче да дигитални евро може направити разлику, с обзиром на то да тренутно не постоји паневропско тржишно решење које задовољава случајеве употребе на које се дигитални евро усмерава, а то су плаћања између лица (*P2P*), онлајн плаћања и плаћања на физичким продајним местима. Ипак, **предвиђа се могућност добровољног заједничког означавања дигиталног евра и домаће или регионалне платне шеме на истој физичкој картици (*co-badge*)**. Приватна шема могла би да се користи тамо где већ има прихватну мрежу, а дигитални евро као резервно решење у остатку зоне евра. То би појединим европским шемама могло да омогући паневропски домет, али део посредника остаје скептичан због техничке сложености, трошкова и питања у вези с брендирањем (*ECB*, 2025b: 28–29).

Утицај на конкуренцију не би био аутоматски позитиван. Заједничка инфраструктура могла би да снизи препреке за прекогранично ширење и повећа преговарачку моћ европских посредника и трговаца, али би високи фиксни трошкови, сложеност интеграције и ослањање на ограничен број техничких добављача могли условити и фаворизацију највећих компанија, односно финансијских институција. Постојећи глобални оператори и даље би располагали снажним брендovima, великом корисничком базом и развијеним односима с трговцима, па само постојање јавне инфраструктуре не гарантује значајну промену тржишних удела. Отуд се може закључити да ће на коначан ефекат на тржишну структуру утицати правила приступа и интероперабилности, висина и структура накнада и распоред увођења функција. Успешан модел захтеваће заједничке јавне стандарде, широку прихватљивост и ниске препреке уласку на тржиште, али и довољан простор и економски подстицај приватном сектору за диференцијацију и иновације. У супротном би дигитални евро могао да повећа трошкове без битнијег слабљења постојеће тржишне концентрације; ако се равнотежа успостави, могао би да допринесе интеграцији тржишта и смањи зависност

од неевропских мрежа, што је циљ којем европске институције последњих година посвећују све већу пажњу.

7. Утицај на банкарски сектор и финансијску стабилност

Најважнији ризик повезан са увођењем дигиталног евра произлази из могућности да становништво део депозита код пословних банака претвори у непосредну обавезу централне банке. Ако би тај прелаз био велики или нагао, могао би да промени структуру финансирања банака, повећа њихове трошкове и посредно утиче на понуду кредита и стабилност финансијског система. То значи да ризик не зависи само од постојања дигиталног евра већ и од тражње за њим, висине лимита држања и опште конјунктуре у банкарском систему. Зато треба разликовати деловање у редовним околностима од могућих последица у периоду финансијског стреса.

7.1. Утицај на банкарско посредовање у редовним околностима

Претварање готовине у дигитални еврo не би само по себи имало значајне последице по банкарско посредовање, јер би се један облик обавезе централне банке заменио другим. Значајно је дејство допуњавања дигиталног евра средствима с банковног рачуна, јер се смањује депозитна обавеза пословне банке и њене резерве код централне банке, док се одговарајући износ појављује као обавеза Евросистема. Банка тада губи део извора финансирања и може да употреби расположиву ликвидност, прибави средства на тржишту или код централне банке, понуди повољније услове депонентима или прилагоди активу и политику кредитирања (*Adalid et al.*, 2022: 15–28; *BIS*, 2021: 6–11). То значи да **у овом тренутку није могуће одредити утицај издавања дигиталног евра на пословање банака**, с обзиром на зависност тог дејства од пословног модела банака, њихове структуре депозита, расположивог колатерала и приступа тржишном финансирању.

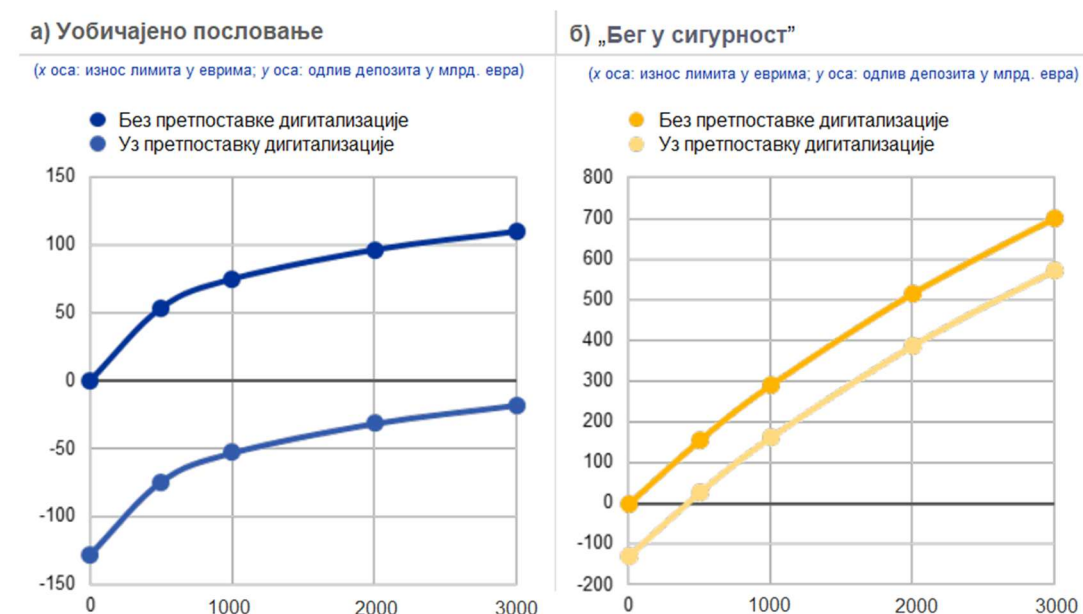
У анализи ЕЦБ-а испитане су последице различитих ограничења држања дигиталног евра, на основу података добијених надзором над 2.025 банака. Анализа је обухватала: а) сценарио уобичајеног пословања (*business-as-usual*) и б) конзервативни сценарио (*flight-to-safety*) у коме корисници преферирају да држе максимални могући износ дигиталног евра (Слика 2). У оба сценарија хипотетички ефекти различитих ограничења држања дигиталног евра разматрани су у две ситуације – у првој, с ондашњим нивоом дигитализације и у другој, с претпостављеним трендом даљег раста дигитализације до 2034. године.⁹ У сценарију уобичајеног пословања, уколико се настави досадашњи тренд дигитализације, **не очекује се агрегатни нето одлив депозита при лимитима до 3.000 евра**. Резултат почива на процењеном приливу од 127 милијарди евра, чија је расподела између банака неизвесна. Када се тај компензациони тренд изостави, при хипотетичком лимиту од 3.000 евра агрегатни

⁹ Дигитализација платних производа и услуга значи смањење употребе готовине, из чега следе виши нивои тј. приливи депозита на рачунима (негативне вредности на х оси на слици 2).

коэффициент покрића ликвидности (*Liquidity Coverage Ratio – LCR*) смањује се са 166% на 163%, а коэффициент нето стабилних извора финансирања (*Net Stable Funding Ratio – NSFR*) са 128% на 127%.¹⁰ Аутори анализе напомињу, међутим, да резултате треба узимати с резервом, јер се не ради о методолошки потпуно развијеним прогнозама, нарочито не по сваку банку понаособ (*ECB, 2025e: 1–4, 8–17*).

Ризици би се ублажавали механизмима описаним у петом поглављу; непостојање камате смањило би привлачност дигиталног евра као средства штедње, индивидуални лимит би непосредно ограничио износ који се може трајно изместити из банкарског система, док би механизми водопада и обрнутог водопада омогућили плаћања без потребе за високим стањем на рачуну дигиталног евра. Када је реч о пословним корисницима и јавним органима, нулти лимит онлајн држања спречавао би трајније измештање њихове ликвидности, уз ограничени технички изузетак за средства примљена офлајн (*European Commission, 2023a: чл. 15–16; ECB, 2023a: 12–15, 23–24*).

Слика 2. Процењени утицај лимита држања дигиталног евра на одливе банкарских депозита



Извор: ЕЦБ (2025е), стр. 7.

7.2. Ризик убрзаног одлива депозита и механизми заштите

Дигитални евро могао би бити нарочито привлачан у периоду губитка поверења у банкарски систем, јер би представљао лако доступну обавезу централне банке, која, за разлику од имовине приватних издавалаца, није изложена кредитном ризику приватног издаваоца. Неограничена могућност тренутног пребацивања депозита у такав облик новца могла би да повећа брзину и обим повлачења средстава. Анализе засноване на

¹⁰ *LCR* и *NSFR* (срп. НСИФ) регулаторни су показатељи уведени регулативом Базел III из 2010. године.

моделима показују да би неограничена тражња за *retail* дигиталном валутом централне банке могла да појача „јуриш на банке”, док би чврст индивидуални лимит знатно ограничио тај канал. Дигитални евро, међутим, не би био узрок почетног губитка поверења, већ један од могућих облика имовине у који се средства премештају после настанка кризе (Adalid et al., 2022: 35–40; BIS, 2021: 8–9).

На захтев европских законодаваца, ЕЦБ је испитала изразито конзервативан сценарио „бега у сигурност” (*flight-to-safety*), у којем сваки појединац који располаже довољним средствима истовремено настоји да достигне пуни лимит дигиталног евра, без претпостављене реакције монетарне политике. У том сценарију се, очекивано, јавља нето одлив депозита при нивоу лимита од око 400 евра, у ситуацији наставка даљег тренда дигитализације. У ситуацији без приметног напретка дигитализације, одлив депозита становништва износио би 156 милијарди евра при лимиту од 500 евра и 699 милијарди при лимиту од 3.000 евра (Слика 2, Графикон б); последњи износ одговара 2,2% укупне активе банкарског сектора и 8,2% обухваћених депозита по виђењу. Агрегатни показатељи ликвидности остали би изнад прописаних минимума, али би 13 од 2.025 анализираних банака достигло коефицијент покрића ликвидности од 100%, док би код девет постојао ризик пада испод тог нивоа због недовољног подобног колатерала (ECB, 2025e: 5–13).

Поред лимита и дизајна који не подразумева камату, ризик би ублажавала и расположива ликвидност Евросистема. Ако би конверзија депозита смањила резерве банкарског сектора, банке би могле да користе сопствене резерве, међубанкарско тржиште и стандардне операције Евросистема, под условом да располажу одговарајућим колатералом. То не би аутоматски отклонило проблем сваке појединачне банке, али би омогућило да се на нивоу система ублажи механички пад резерви изазван конверзијом депозита у дигитални евро (Adalid et al., 2022: 15–20; ECB, 2025e: 11–13).

Свеукупно гледано, разматране анализе не указују на то да би дигитални евро у предвиђеном трансакционом облику нужно угрозио финансијску стабилност. Тај закључак је условљен ефективним лимитима држања, некаматонским дизајном, приступом банака ликвидности и постепеним увођењем самог дигиталног евра. У том смислу се, као реални задатак, види калибрација дигиталног евра тако да буде употребљиво средство плаћања, а не значајно средство акумулације вредности или канал неконтролисаног одлива депозита.

8. Приватност, безбедност и доступност дигиталног евра

Прихватање дигиталног евра неће зависити само од функционалности и трошкова већ и од поверења корисника да су њихови подаци заштићени, да је систем отпоран на прекиде и злоупотребе и да је доступан лицима с различитим техничким могућностима. Приватност, безбедност и приступачност зато су међусобно повезани захтеви дизајна. Њихово остваривање подразумева равнотежу између заштите података и спречавања незаконитих активности, високих безбедносних стандарда и једноставности коришћења, као и дигитализације и инклузивности.

У литератури паневропских установа истиче се да, **када је реч о онлајн дигиталном еврџу, корисник не би био анониман према банци** или другом пружаоцу платних услуга. Посредник би спроводио идентификацију и обрађивао податке неопходне за извршење плаћања, примену лимита, спречавање превара и испуњавање обавеза у области спречавања прања новца и финансирања тероризма. Посредник то мора чинити у складу са *AML/KYC* процедурама, као и Општом уредбом о заштити података (*General Data Protection Regulation – GDPR*). Трансакција би се обрађивала унутар **платформе за услугу дигиталног евра** (*Digital Euro Service Platform – DESP*), којој би посредници на поравнање слали податке заштићене псеудонимизацијом и енкрипцијом, тако да се идентитет корисника раздвоји од података о плаћању. На тај начин **се настоји спречити да Евросистем непосредно повеже трансакцију са одређеним лицем** (*European Commission, 2023a: чл. 34–36; ECB, 2025c: 18*). Ово решење не подразумева анонимност онлајн плаћања: посредници би и даље знали идентитет својих корисника платних услуга и примењивали регулаторне обавезе. Поменути предлог уредбе у чл. 34–36. одређује сврхе и категорије података које могу да обрађују пружаоци платних услуга, ЕЦБ, националне централне банке и пружаоци помоћних услуга, уз примену техничких и организационих мера које спречавају непосредну идентификацију корисника у централној инфраструктури.

Офлајн режим био би знатно ближи приватности готовинског плаћања. Подаци неопходни за извршење трансакције обрађивали би се локално и остајали у безбедним компонентама уређаја платиоца и примаоца. Детаљи појединачног плаћања не би били достављени посредницима ни Евросистему, док би посредници обрађивали податке о допуњавању и повлачењу средстава из уређаја на коме се чувају дигитални еври за офлајн употребу, али не и податке о конкретним офлајн трансакцијама. Виши степен приватности, дакле, односио би се на употребу локално сачуваних средстава, а не на потпуно одсуство идентификације корисника (*European Commission, 2023a: члан 37; ECB, 2025c: 18*).

Европски одбор за заштиту података и Европски супервизор за заштиту података позитивно су оценили уграђивање начела заштите података по дизајну и подразумеване заштите, посебно у офлајн режиму. Истовремено су затражили јасније утврђивање правног основа обраде, расподеле одговорности и врста података које сваки учесник може да обрађује. **Предложили су и да обавеза псеудонимизације података доступних Евросистему буде изричито унета у нормативни део уредбе** и да се прецизније уреди заједнички механизам за откривање превара (*EDPB-EDPS, 2023: 3–4*). И овај предлог се, као и остале одлике представљене у овом раду, мора схватити као прелиминарне, а не као предмет дефинитивне одлуке о дизајну дигиталног евра.

Када је о безбедности реч, она подразумева заштиту од неовлашћеног приступа и превара, али и способност система да настави рад током техничких кварова, сајбер напада и других поремећаја (*business continuity*). Предвиђени приступ ЕЦБ-а и других релевантних установа заснива се на минимизацији и раздвајању података, вишеслојном управљању ризицима, криптографској заштити, редовном безбедносном тестирању и географски раздвојеним капацитетима за обраду. У случају отказа дела инфраструктуре,

обрада би требало да се преусмери на расположиве капацитете и тиме очува континуитет основних платних услуга (*ECB*, 2025c: 17–18).

Посебан безбедносни изазов представља офлајн плаћање, јер се трансакција извршава без непосредне провере у централном систему. Офлајн окружење морало би да омогући криптографске операције, безбедно чување кључева и целовито извршење плаћања, тако да се операција у случају прекида изврши у потпуности или се уопште не изврши. Безбедне компоненте телефона, картице или другог уређаја морале би да буду отпорне на неовлашћене физичке измене и друге нападе (*ECB*, 2025d: 6; *ECB*, 2025c: 16–17).

Како се доступност не може свести на формално право да се отвори рачун или дигитални новчаник, **услуга коришћења дигиталног евра морала би да буде доступна без обзира на старост, физичке способности и ниво дигиталне писмености.** Стратегија приступачности обухвата физичку и когнитивну приступачност, једноставан интерфејс и више начина приступања услузи, укључујући и непосредну помоћ. Приступ не би смео да зависи од поседовања паметног телефона, а предлог уредбе предвиђа институционалну подршку лицима без платног рачуна, особама са инвалидитетом и корисницима с недовољним дигиталним вештинама (*ECB*, 2025c: 21–22; *European Commission*, 2023a: члан 14).

С обзиром на наведено, приватност, безбедност и приступачност не могу се посматрати одвојено. Шира обрада података може олакшати откривање превара, али умањити приватност; сложенији безбедносни поступци могу повећати заштиту, али отежати употребу; потпуно дигитални приступ може снизити трошкове, али искључити део становништва. Потенцијална предност дигиталног евра би, отуд, лежала у могућности да повеже висок степен приватности, отпорност јавне инфраструктуре плаћања и институционално обезбеђену доступност. Да ли ће та предност бити остварена, зависиће, ипак, од коначног правног оквира и техничке примене заштитних механизма.

9. Закључак

У раду је представљен дигитални евро као покушај да се непосредно доступан новац централне банке и њена инфраструктура за плаћање прилагоде све дигитализованијем окружењу. Његова сврха није да замени готовину или приватни банкарски новац, већ да им придружи дигитални облик јавног новца који би био општеприхваћен у целој зони евра. У том смислу, пројекат има монетарну, инфраструктурну и тржишну димензију – а вероватно и геополитичку, с обзиром на све гласнији акценат на суверенитету.

Досадашње фазе пројекта дигиталног евра показале су да је могуће уобличи оперативни модел заснован на двослојној дистрибуцији: Евросистем би издавао новчану вредност и обезбеђивао основну инфраструктуру, док би банке и други приватни посредници задржали однос с корисницима. Онлајн и офлајн режим, заједнички стандарди, преносивост услуге и механизми повезивања с банковним

рачунима требало би да обезбеде употребљивост, али коначну реч када су у питању дизајн и даље има Савет гувернера ЕЦБ-а.

Најосетљивије питање тржишног дизајна остаће расподела трошкова и подстицаја. Бесплатне основне услуге за физичка лица и ограничење накнада треба да подстакну употребу и заштите трговце, али посредници истовремено морају имати одржив модел за дистрибуцију и развој додатних услуга. Заједничка инфраструктура могла би да снизи препреке прекограничном ширењу европских решења и смањи зависност од неевропских мрежа, али високи фиксни трошкови и концентрација техничких добављача могу фаворизовати велике учеснике.

Ризици по банкарско посредовање и финансијску стабилност не могу се искључити, али су у дизајн пројекта уграђени механизми за њихово ублажавање. Непостојање камата на држање, индивидуални лимити и аутоматско пребацивање средстава треба да спрече да дигитални евро постане значајно средство штедње или канал великих одлива депозита. Досадашње анализе указују на то да би се агрегатним ефектима у испитиваним сценаријима могло управљати, али коначна калибрација мора зависити од услова ближих евентуалном датуму издавања и од положаја појединачних банака.

Прихватљивост дигиталног евра зависиће и од тога да ли ће предвиђени ниво приватности, безбедности и доступности бити остварен у пракси. Разлика између онлајн модела, у којем посредници морају да знају идентитет корисника, и офлајн модела с локалном обрадом података од суштинског је значаја. Истовремено, висок ниво заштите не сме учинити услугу сложеном нити искључити лица која немају паметни телефон, банковни рачун или развијене дигиталне вештине.

За Србију је дигитални евро важан као промена европског платног окружења, али се конкретне локалне последице још не могу поуздано одредити. Приступ резидената Србије зависио би од будућег правног оквира и посебних аранжмана с трећим државама. Домаћи пружаоци платних услуга и Народна банка Србије ипак треба да прате развој техничких стандарда, могући утицај на прекогранична плаћања и ризик да једноставнија употреба евра у дигиталном облику утиче на валутну структуру финансијског система. Отуд се постепени приступ – без прејудуцирања будућег приступа систему или потребе за сопственом дигиталном валутом централне банке – чини оправданим.

Коначна оцена дигиталног евра зависиће мање од тога да ли је технички могућ, а више од тога да ли ће правни и економски модел успети да помири употребљивост, приватност, одрживост посредника, конкуренцију и финансијску стабилност. Тек после усвајања уредбе, пилотирања и посматрања стварног понашања корисника биће могуће проценити да ли дигитални евро заиста постаје функционалан јавни ослонац европских плаћања или остаје пројекат са ограниченим капацитетом употребе.

Литература

- Adalid, R., Álvarez-Blázquez, Á. et al. (2022). Central bank digital currency and bank intermediation: Exploring different approaches for assessing the effects of a digital euro on euro area banks. ECB Occasional Paper Series, 293. Расположено на: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op293~652cf2b1aa.en.pdf>.
- Bank for International Settlements. (2020). Central bank digital currencies: Foundational principles and core features. Расположено на: <https://www.bis.org/publ/othp33.htm>.
- Bank for International Settlements. (2021). Central bank digital currencies: Financial stability implications. Расположено на: https://www.bis.org/publ/othp42_fin_stab.pdf.
- Council of the European Union. (2025a). Proposal for a regulation on the establishment of the digital euro—General approach (ST 16695/25). <https://data.consilium.europa.eu/doc/document/ST-16695-2025-INIT/en/pdf>
- Council of the European Union. (2025b). „Single currency: Council agrees position on the digital euro and on strengthening the role of cash“. Расположено на: <https://www.consilium.europa.eu/en/press/press-releases/2025/12/19/single-currency-council-agrees-position-on-the-digital-euro-and-on-strengthening-the-role-of-cash/pdf/>
- Cipollone, P. (2026). „The digital euro: enhancing payments in the euro area“. Интернет-сајт Европске централне банке. Расположено на: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2026/html/ecb.sp260219~e9f59ca8c0.en.html>
- European Central Bank. (2020). Report on a digital euro. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/report/html/index.en.html
- European Central Bank. (2022). Funding and defunding functionalities. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.degov220916_funding.en.pdf
- European Central Bank. (2023a). A stocktake on the digital euro: Summary report on the investigation phase and outlook on the next phase. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/progress/shared/pdf/ecb.dedocs231018.en.pdf
- European Central Bank. (2023b). High-level product description. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.degov230512_item5highlevelproductdescription.en.pdf
- European Central Bank. (2023c). Opinion of the European Central Bank of 31 October 2023 on digital euro (CON/2023/34). Расположено на: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:52023AB0034>.
- European Central Bank. (2025a). Digital euro innovation platform: Outcome report – Pioneers and visionaries workstreams. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.deprep250926_innovationplatform.en.pdf
- European Central Bank. (2025b). Fit of the digital euro in the payment ecosystem. Расположено на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/profuse/shared/pdf/ecb.deprep251030_digital_euro_fit_payment_ecosystem_report.en.pdf

- European Central Bank. (2025c). Preparation phase of a digital euro. Closing report. Расположиво на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/progress/shared/pdf/ecb.deprp202510.en.pdf
- European Central Bank. (2025d). Progress on the preparation phase of a digital euro. Third progress report. Расположиво на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/progress/shared/pdf/ecb.deprp202507.en.pdf
- European Central Bank. (2025e). Technical data on the financial stability impact of the digital euro. Расположиво на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/progress/shared/pdf/ecb.deprep2510_10_technical_annex_financial_stability_impact_digital_euro.en.pdf
- European Central Bank. (2026a). Digital euro pilot. Расположиво на: https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/pilot/html/index.en.html
- European Central Bank. (2026b). Digital euro scheme rulebook (Version 0.91). https://www.ecb.europa.eu/euro/digital_euro/timeline/rulebook/html/index.en.html?key=Digital%20euro%20scheme%20rulebook%20documents%20v0.91#docs.
- European Central Bank. (2026c). ECB selects 36 payment service providers to join digital euro pilot. Расположиво на: <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2026/html/ecb.pr260714~8cd07d9d45.en.html>
- European Commission. (2023a). Proposal for a regulation of the European Parliament and of the Council on the establishment of the digital euro (COM(2023) 369 final). Расположиво на: https://eur-lex.europa.eu/resource.html?uri=cellar:6f2f669f-1686-11ee-806b-01aa75ed71a1.0001.02/DOC_1&format=PDF
- European Commission. (2023b). Proposal for a regulation on the legal tender of euro banknotes and coins (COM(2023) 364 final). Расположиво на: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52023PC0364>
- European Commission. (2023c). Proposal for a regulation on the provision of digital euro services by payment services providers incorporated in Member States whose currency is not the euro (COM(2023) 368 final). Расположиво на: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:52023PC0368>
- European Data Protection Board & European Data Protection Supervisor. (2023). Joint Opinion 02/2023 on the proposal for a regulation of the European Parliament and of the Council on the establishment of the digital euro. Расположиво на: https://www.edpb.europa.eu/documents/legislative-opinion/edpb-edps-joint-opinion-022023-on-the-proposal-for-a-regulation-of_en
- European Parliament. (2026a). Digital euro: MEPs ready to start negotiations. Расположиво на: <https://www.europarl.europa.eu/news/en/press-room/20260708IPR46377/>
- European Parliament. (2026b). Digital euro: MEPs want to ensure sovereignty, privacy and financial stability. Расположиво на: <https://www.europarl.europa.eu/news/en/press-room/20260622IPR45912/digital-euro-meps-want-to-ensure-sovereignty-privacy-and-financial-stability>
- Grünewald, S. (2023). A legal framework for the digital euro: An assessment of the ECB's first three progress reports. European Parliament. Расположиво на: [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/IDAN/2023/741518/IPOL_IDA\(2023\)741518_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/IDAN/2023/741518/IPOL_IDA(2023)741518_EN.pdf)

- Lagarde, C., Panetta, F. (2022). „Key objectives of the digital euro“, интернет-сајт Европске централне банке. Расположиво на: <https://www.ecb.europa.eu/press/blog/date/2022/html/ecb.blog220713~34e21c3240.de.html>.
- Lane, P. (2025). Why Europe needs a digital euro. Finance & Development. Расположиво на: <https://www.imf.org/en/publications/fandd/issues/2025/09/point-of-view-why-europe-needs-a-digital-euro-philip-lane>
- Народна банка Србије. (2025). „Србија постала део SEPA“. Расположиво на: https://www.nbs.rs/sr_RS/scripts/showcontent/index.html?id=20592
- Stock, J.H. and M. Watson, (2007). Has inflation become harder to forecast?. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39, 3–34.

СТРУЧНИ РАДОВИ

ПРЕУЗИМАЊЕ ДУГА У ОКВИРИМА ФИНАНСИЈСКОГ РАЧУНОВОДСТВА И СТАТИСТИКЕ ДРЖАВНИХ ФИНАНСИЈА И ЈАЧАЊЕ ИНТЕРОПЕРАБИЛНОСТИ ИЗМЕЂУ ФИНАНСИЈСКОГ ИЗВЕШТАВАЊА И СТАТИСТИЧКИХ СИСТЕМА

Томо Вујовић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за економска истраживања и статистику

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Преузимање дуга у оквирима финансијског рачуноводства и статистике државних финансија и јачање интероперабилности између финансијског извештавања и статистичких система

Томо Вујовић

Апстракт: У раду се анализира третман преузимања дуга у статистици државних финансија (*GFS*) и националним рачунима, с посебним освртом на разлике у односу на финансијско рачуноводство. Преузимање дуга настаје када сектор опште државе преузме одговорност за дуг који су првобитно преузеле, нарочито, јавне нефинансијске корпорације, услед чега долази до прерасподеле обавезе између институционалних сектора.

У раду се статистички третман према *GFS*-у и *ESA* 2010 пореди с праксом финансијског извештавања у Србији, уз истицање разлика у признавању, времену евидентирања, класификацији и прилагођавању готовинских података обрачунском принципу. Практични примери илуструју усаглашавање рачуноводствених евиденција са статистичким захтевима.

Кључни допринос рада јесте предлог за јачање интероперабилности између финансијског извештавања и макроекономске статистике путем мостних табела које повезују класификације финансијског рачуноводства с *GFS*-ом, *ESA* 2010 и сродним статистичким класификацијама. У раду се предлажу и унапређења структуре и нивоа рашчлањености националних финансијских извештаја, нарочито у контексту примене *IFRS* 18.

У раду се заступа став да финансијско рачуноводство и макроекономска статистика треба да задрже своје различите циљеве, али да буду ближе повезани доследним класификацијама, поступцима усаглашавања и довољно детаљним изворним подацима. Таква интероперабилност може побољшати квалитет, доследност и ефикасност националних рачуна, *GFS*-а и статистике платног биланса и унапредити њихову примену у економским анализама, прогнозирању, истраживањима и вођењу макроекономске политике.

Кључне речи: финансијско рачуноводство, национални рачуни – *NA*, статистика државних финансија – *GFS*, преузимање дуга, прилагођавање готовинских података обрачунском принципу, државне гаранције, књижења, расходи по основу капиталних трансфера, нето позајмљивање/задуживање.

[JEL Code]: M41, E01, G30.

Нетехнички резиме

У раду се разматра начин евидентирања преузимања дуга у статистици државних финансија (*GFS*) када држава фактички преузме одговорност за дуг који је првобитно преузела јавна нефинансијска корпорација, нарочито када се активира државна гаранција зато што корпорација није у стању да измирује своје обавезе.

Централно питање представљају различите перспективе финансијског рачуноводства и макроекономске статистике. Финансијско рачуноводство усредсређено је на појединачне извештајне ентитете и правне и уговорне односе, док су национални рачуни и *GFS* усмерени на економску суштину трансакција и сектор који у крајњој инстанци сноси економски ризик. Због тога обавеза може остати у финансијским извештајима корпорације, а истовремено бити прерасподељена држави за статистичке потребе када држава фактички преузме економски терет.

Рад показује да преузимање дуга може утицати на јавни дуг и фискалне показатеље и пре формалног правног преноса. Практични примери илуструју разлике између рачуноводственог и статистичког евидентирања, укључујући случајеве делимичне отплате или изостанка отплате.

Анализа се затим бави широм интероперабилношћу између финансијског извештавања и макроекономске статистике. Финансијски извештаји засновани на *IFRS*-у и *IPSAS*-у важни су извори за националне рачуне и *GFS*; стога њихов квалитет, доследност и ниво детаљности непосредно утичу на израду статистике. Финансијске информације које су довољно детаљне и структуриране за систематско мапирање према статистичким класификацијама могу смањити потребу за додатним прикупљањем података, проценама и корекцијама ради усаглашавања.

Рад такође илуструје практичну везу између информација из финансијског рачуноводства и статистичког мерења посредством прилагођавања готовинских података обрачунском принципу. То је нарочито важно када држава примењује модификовано готовинско рачуноводство и има значајне капиталне расходе, јер се тренутак готовинског плаћања може знатно разликовати од тренутка настанка основне економске активности. Такве разлике могу материјално утицати на мерење државних расхода, нето позајмљивања/задуживања и бруто инвестиција у основна средства (*GFCF*). Обавезе према добављачима и аванси помажу да се утврди да ли се расход односи на већ насталу економску активност или на плаћања извршена унапред, чиме се омогућава претварање информација заснованих на готовинском принципу у обрачунску меру усклађену с националним рачунима. Тиме се побољшава мерење државне потрошње и инвестиција, а, самим тим, и њиховог доприноса БДП-у и повезаним агрегатима као што су БНД и БНРД.

У целини посматрано, у раду се заступа став да финансијско рачуноводство и макроекономска статистика треба да задрже своје различите сврхе, уз истовремено повећање интероперабилности. Чвршће везе између ова два система могу побољшати мерење економске активности и изложености државе, смањити непотребна статистичка прилагођавања и обезбедити поузданију основу за макроекономске анализе, прогнозирање, истраживања и креирање политика.

Садржај:

1. Увод.....	156
2. Третман преузимања дуга у оквиру финансијског рачуноводства.....	157
2.1. Перспектива државе.....	157
2.2. Перспектива корпорације.....	159
3. Третман преузимања дуга у статистичком оквиру (национални рачуни / GFS)	161
3.1. Перспектива државе.....	161
3.2. Перспектива корпорације.....	162
4. Третман преузимања дуга када је јавно нефинансијско предузеће за статистичке потребе класификовано у сектор државе	164
5. Завршне напомене и опште препоруке за унапређење усклађености и интероперабилности рачуноводствених и статистичких система.....	165
5.1. Финансијско извештавање као извор за макроекономску статистику..	165
5.2. Дезагрегација и статистичка класификација	166
5.3. Конзистентност финансијских извештаја.....	166
5.4. Мапирање и табеле за повезивање	166
5.5. Шира вредност интероперабилности	167
5.6. Институционална сарадња и континуирани развој	167
5.7. Општи закључак.....	167
6. Додатак: методе финансијског рачуноводства, практични примери и рачуноводствени аспекти.....	168
6.1. Рачуноводство на готовинској основи	168
6.2. Рачуноводство на обрачунској основи.....	168
6.3. Рачуноводство на модификованој готовинској основи – варијанта 1...	169
6.4. Рачуноводство на модификованој готовинској основи – варијанта 2...	169
6.5. Пример 1 – трансакције с добављачима	169
6.6. Пример 2 – авансно плаћање.....	171
6.7. Корекција с готовинске на обрачунску основу	171
Литература	174

1. Увод

Преузимање дуга представља важну трансакцију у националним рачунима (*NA*) и статистици државних финансија (*GFS*), јер може значајно утицати на јавни дуг, фискални биланс и расподелу финансијског ризика међу институционалним секторима. Према ставу 20.222 *ESA* 2010, преузимање дуга настаје када једна јединица преузме одговорност за неизмирену обавезу друге јединице, укључујући случајеве када се активира државна гаранција.

Статистички третман заснива се на економској суштини трансакције. Према Евростатовом Приручнику о државном дефициту и дугу (*MGDD*) из 2022. године, у одређеним околностима обавеза се може прерасподелити држави када је економска одговорност фактички пренета, чак и пре формалног правног преноса. При процени се узимају у обзир фактори као што су вероватноћа наплате и способност дужника да сервисира дуг.

Овај приступ заснован на економској суштини истиче важну разлику између макроекономске статистике и финансијског рачуноводства. Извештавање засновано на *IFRS*-у и *IPSAS*-у примењује начела признавања и мерења на појединачне ентитете у оквиру дефинисаних граница извештавања, док *NA* и *GFS* класификују трансакције према институционалним секторима и њиховом економском утицају. Сходно томе, исти догађај може имати различито време евидентирања или класификацију у рачуноводственом и статистичком извештавању.

Ове разлике су важне, јер финансијски извештаји представљају главне изворе за *NA*, *GFS* и статистику платног биланса. Њихов квалитет, доследност и ниво детаљности непосредно утичу на израду статистике. Када рачуноводствене информације нису довољне за статистичку класификацију, могу бити потребни додатни подаци, процене и поступци усаглашавања.

Ово питање је нарочито релевантно у Србији, где разлике између модификованог готовинског извештавања државе и статистичког евидентирања по обрачунском принципу захтевају прилагођавање готовинских података обрачунском принципу. Обавезе према добављачима и аванси пружају важне информације за утврђивање тренутка када је расход економски настао, а не када је плаћен, што је од суштинског значаја за тачно мерење државне потрошње, инвестиција, БДП-а и повезаних макроекономских агрегата.

У том контексту, у раду се анализира преузимање дуга у Србији и пореди његов третман према *GFS*-у, *ESA* 2010, *IFRS*-у, *IPSAS*-у и релевантној домаћој рачуноводственој пракси. Практични примери илуструју одговарајућа књижења и прилагођавања готовинских података обрачунском принципу.

Кључни допринос рада јесте предлог за јачање интероперабилности између финансијског извештавања и макроекономске статистике путем систематских мостних табела које повезују рачуноводствене класификације са *GFS*-ом, *ESA* 2010 и сродним статистичким класификацијама. У раду се предлаже и већа рашчлањеност финансијских извештаја тамо где постојећи агрегати нису довољни за израду статистике. Ове мере

могле би да смање *ad hoc* прилагођавања и додатно прикупљање података, уз истовремено побољшање доследности, ефикасности и поузданости макроекономске статистике.

У наредном поглављу разматра се рачуноводствени третман преузимања дуга и поставља основа за касније поређење с његовим статистичким третманом у оквиру *NA* и *GFS*.

2. Третман преузимања дуга у оквиру финансијског рачуноводства

Рачуноводствени третман преузимања дуга значајно се разликује од његовог третмана у статистичким оквирима као што су Систем националних рачуна (*SNA* 2008/2025), *ESA* 2010/2030 и *GFSM* 2014. Основна разлика произлази из тога што финансијско рачуноводство разматра признавање и мерење трансакција из перспективе појединачних извештајних ентитета, док статистички оквири оцењују њихову економску суштину и секторске импликације.

2.1. Перспектива државе

У финансијском рачуноводству, признавање преузимања обавезе корпорације од стране државе зависи пре свега од правне форме трансакције. Ако не дође до формалног правног преузимања дуга, обавеза по правилу остаје у билансу стања првобитног дужника, чак и ако држава врши плаћања повериоцу. У таквим случајевима држава може признати финансијску активу или потраживање које одражава њено потраживање према корпорацији за износе плаћене у њено име.

Насупрот томе, када постоји правно обавезујући споразум о преузимању дуга или новацији, обавеза престаје да се признаје у билансу стања корпорације и признаје се код државе, потенцијално заједно са одговарајућом финансијском активом ако се очекује наплата.

У системима финансијског извештавања државе у Србији, такве трансакције се углавном евидентирају применом модификованог приступа који комбинује рачуноводство на обрачунској основи и буџетске класификације. Плаћања која држава врши у име корпорације евидентирају се као расходи, док се одговарајућа потраживања признају као финансијска актива или потраживања, у зависности од њихове наплативости.

Табела 1 приказује илустративни сценарио у коме држава врши плаћање од 100.000 евра повериоцу у име корпорације чији основни гарантовани дуг износи 1.000.000 евра.

У оквиру модификованих система државног рачуноводства, третман ове трансакције зависи од тога да ли постоји правно извршиво потраживање према корпорацији. У хипотетичком и фиктивном примеру, представљеном у овој студији, претпоставља се да држава преузима целокупан дуг и да, у замену за плаћање извршено

у име корпорације, стиче одговарајуће потраживање према корпорацији. Даље се претпоставља да корпорација делимично отплаћује 10.000 евра ове обавезе држави.¹¹

Овај оквир је осмишљен тако да илуструје три различита нивоа износа примењена на свако књижење, како би се показало на који начин рачуноводствени третман преузимања дуга и активирања гаранције варира у сценаријима различитих величина. Намера је да се на структуриран начин прикаже целокупан рачуноводствени механизам ових трансакција, а не да се одрази емпиријски исход, у коме је отплата делимична или изостаје.¹²

У пракси, корпорације чије се обавезе измирују интервенцијом државе често не отплаћују у целости доспеле износе због финансијских ограничења или несолвентности. Књижења приказана у Табели 1 илуструју третман у оквиру модификованог система државног рачуноводства у Србији и одражавају рачуноводствени третман примењен у илустративном случају; не треба их тумачити као општи *IPSAS* третман. Из тог разлога, анализа приказује два алтернативна сценарија: (а) делимична отплата и (б) изостанак отплате.

Табела 1. Евидентирање трансакција у оквиру финансијског рачуноводства државе, модификовани систем финансијског рачуноводства (износи у еврима)

ДРЖАВА – ОКВИР ФИНАНСИЈСКОГ РАЧУНОВОДСТВА – КЊИЖЕЊА			
ВРСТА СТАВКЕ	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Активна	Призната, али неплаћена обавеза по гарантованом дугу	1.000.000	
Обавеза – кредит за плаћање	Обавеза по новом дугу		1.000.000
Контрарачун обавезе по кредиту	Обавеза по гарантованом дугу	100.000	
Готовински рачун	Плаћање повериоцу са готовинског рачуна државе		100.000
Расход	Отплата главнице гарантованог дуга	100.000	
Контрарачун активе	Призната, али неплаћена обавеза по гарантованом дугу		100.000
Финансијска трансакција	Отплата главнице гарантованог дуга	100.000	
Контраставка финансијске трансакције	Отплата главнице гарантованог дуга – закључна ставка		100.000
Активна	Регресно право по плаћеним гаранцијама – инвестиционо потраживање	100.000	
Обавеза	Остали одложени приходи и примања		100.000
Готовински рачун	Примљена средства од корпорације по основу потраживања	10.000	
Контрарачун активе	Регресно право по плаћеним гаранцијама		10.000

¹¹ Књижења у Табели 1 заснивају се искључиво на примеру датом у тексту и одражавају све претпоставке наведене у њему. Стога се у појединим аспектима могу разликовати од званичних рачуноводствених поступака. У целини посматрано, рачуноводствени поступак приказан у Табели 1 по својој природи одражава модификовани готовински метод рачуноводства.

Један сегмент књижења у Табели 1 евидентира расход повезан са отплатом главнице гарантованог дуга (плава позадина). Аутор је узео у обзир чињеницу да Министарство финансија ово плаћање приказује као расход у званичном скупу података објављеном на својој интернет страници. Поред тога, финансијски извештај Трезора о приходима и расходима такође третира овај износ као расход при обрачуна коначног финансијског резултата.

¹² У пракси у Србији, рачуноводствени поступак започиње када држава иницира плаћање повериоцу. У Табели 1 овај поступак је приказан кроз књижења за износ од 100.000 евра. Ради поједностављења приказа и усредсређивања на суштински рачуноводствени и статистички третман трансакције, аутор даје пример који обухвата само износ главнице, без плаћања камате и обрачуна камате.

ДРЖАВА – ОКВИР ФИНАНСИЈСКОГ РАЧУНОВОДСТВА – КЊИЖЕЊА			
ВРСТА СТАВКЕ	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Контрарачун обавезе	Остали одложени приходи и примања	10.000	
Приход	Приход по основу примљене уплате		10.000

По окончању свих рачуноводствених операција приказаних у Табели 1 добијају се следеће агрегатне финансијске позиције и токови:

1. Држава првобитно признаје преузету обавезу у износу од **1.000.000 евра**. Након плаћања **100.000 евра** повериоцу, преостала обавеза смањује се на **900.000 евра**;
2. Финансијско потраживање према корпорацији признаје се у износу од **90.000 евра**, што одражава почетно потраживање од **100.000 евра** умањено за отплату од **10.000 евра**;
3. Евидентира се одлив готовине од **100.000 евра** који одговара плаћању државе повериоцу;
4. Утицај трансакције на финансијски резултат износи **-90.000 евра**, што одражава расход од **100.000 евра** и прилив по основу отплате (приход) корпорације од **10.000 евра**.

У случају када корпорација не врши плаћање држави, што представља реалистичнији сценарио, имали бисмо следеће позиције:

1. Држава евидентира обавезу од **900.000 евра** која одговара преосталој обавези након делимичног измирења;
2. Признаје се финансијско потраживање према корпорацији у износу од **100.000 евра**, које подлеже процени обезвређења у зависности од наплативости;
3. Евидентира се одлив готовине од **100.000 евра** по основу плаћања извршеног повериоцу.
4. Утицај трансакције на финансијски резултат износи **-100.000 евра**.

Чак и када се у пракси наплата потраживања од корпорација сматра мало вероватном, у оквиру државног рачуноводства признавање потраживања према корпорацији по основу плаћених гаранција, евидентираног на дуговој страни уз одговарајуће потражно књижење на позицији „Остали одложени приходи и примања”, неопходно је ради заокруживања рачуноводственог поступка.

Са становишта рачуноводства јавног сектора, признавање потраживања одражава очекивање будуће наплате износа плаћених у име корпорације. Када је наплата неизвесна, потраживање може бити предмет обезвређења или непризнавања, у зависности од применљивих рачуноводствених и пруденцијалних захтева.

2.2. Перспектива корпорације

Табела 2 илуструје рачуноводствени третман у оквиру финансијског извештавања на обрачунској основи када држава врши плаћање повериоцу у име корпорације без формалног правног споразума о преузимању дуга. За разлику од Табеле 1, укупан износ

преузетог дуга не евидентира се у првом књижењу. Такво књижење не би било у складу с приступом *IFRS*-а, док статистички пример за корпорацију садржи одговарајуће књижење.

Према начелима *IFRS/IAS*, рачуноводствени третман зависи од суштине трансакције. У одсуству правног преузимања дуга или другог облика уговорне новације, обавеза корпорације према првобитном повериоцу не престаје аутоматски. Стога је потребно проценити да ли плаћање државе представља измирење дела обавезе и да ли настаје одговарајућа обавеза рефундације.

Сходно томе, плаћање државе може довести до делимичног измирења постојеће обавезе према повериоцу и признавања посебне обавезе према држави, ако је корпорација дужна да надокнади износ плаћен у њено име.

Табела 2. Евидентирање трансакција у оквиру финансијског рачуноводства корпорације, обрачунски метод финансијског рачуноводства (износи у евра)

КОРПОРАЦИЈА – ОКВИР ФИНАНСИЈСКОГ РАЧУНОВОДСТВА – КЊИЖЕЊА			
ВРСТА СТАВКЕ	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Контрарачун обавезе по кредиту	Искњижавање дела кредита са стране обавеза	100.000	
Приход	Искњижавање обавезе по кредиту без плаћања		100.000
Расход	Расход по основу нове обавезе према држави	100.000	
Остале обавезе	Обавеза према држави по основу плаћеног дуга		100.000
Контрарачун обавезе	Остале обавезе	10.000	
Готовински рачун	Плаћање обавезе према држави		10.000

По окончању рачуноводственог поступка приказаног у Табели 2, утврђују се следеће позиције:

1. Обавеза корпорације према првобитном повериоцу смањује се на **900.000 евра**, што одражава део обавезе измирен интервенцијом државе, док преостала обавеза и даље представља неизмирени салдо првобитног дуга;
2. Признаје се посебна обавеза према држави у износу од **100.000 евра**, која представља обавезу корпорације да држави надокнади плаћања извршена у њено име. Када се врше делимичне отплате (нпр. **10.000 евра**), ова обавеза се накнадно смањује, тако да преостала обавеза износи **90.000 евра**;
3. Утицај трансакција на финансијски резултат износи **0 евра (100.000–100.000)**, а одлив готовине износи **10.000 евра**.

Када корпорација не отплати држави никакав износ:

1. Обавеза према повериоцу остаје **900.000 евра**;
2. Признаје се обавеза према држави од **100.000 евра**;
3. Утицај трансакција на финансијски резултат износи **0 евра (100.000–100.000)**.

Овај рачуноводствени третман примењује се када нема правног преузимања дуга. Корпорација не престаје аутоматски да признаје своју првобитну обавезу. Да ли ће обавеза престати да се признаје и да ли ће бити призната нова обавеза према држави, зависи од тога да ли плаћање државе измирује дуг и да ли корпорација има обавезу да надокнади држави плаћени износ према критеријумима признавања *IFRS*-а.

Рачуноводствена анализа стога утврђује важну разлику: правна форма и извршивост од кључног су значаја за признавање на нивоу ентитета, док статистички третман накнадно може захтевати другачију процену засновану на економској суштини и секторској алокацији. У наредном поглављу ова начела се примењују на исту илустративну трансакцију у оквиру *NA* и *GFS*.

3. Третман преузимања дуга у статистичком оквиру (национални рачуни / *GFS*)

3.1. Перспектива државе

Држава може интервенисати у финансирању јавних нефинансијских корпорација преузимањем или сервисирањем њихових дужничких обавеза. У таквим случајевима, статистичко евидентирање зависи од тога да ли се признаје финансијско потраживање и да ли постоји правно преузимање дуга.

У овом примеру држава преузима одговорност за дуг корпорације у износу од 1.000.000 евра, без стицања одговарајуће финансијске активе због неизвесности у погледу отплате. Трансакција се стога евидентира као капитални трансфер за плаћање (D.9) од државе корпорацији.

Држава затим отплаћује 100.000 евра главнице првобитном повериоцу, док корпорација отплаћује држави 10.000 евра. Пошто се на почетку не признаје финансијска актива, ови токови се евидентирају као капитални трансфери (D.9). Отплата од 10.000 евра укључена је у илустративни сценарио како би се приказао статистички третман накнадног плаћања када у тренутку преузимања дуга није призната финансијска актива. Сходно томе, плаћање се евидентира као капитални трансфер од корпорације држави, а не као отплата признатог финансијског потраживања. Табела 3 приказује оквир статистичког евидентирања из перспективе државе.¹³

Табела 3. Евидентирање трансакција у статистичком оквиру државе (износи у еврима)

ДРЖАВА – СТАТИСТИЧКИ ОКВИР NA/GFS – ЕВИДЕНТИРАЊЕ			
СТАВКА	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Расход	Расход по основу капиталног трансфера	1.000.000	
Обавеза	Нови кредит приписан страни обавеза по основу преузимања дуга		1.000.000
Кредити за плаћање (контрарачун обавезе)	Смањење преузетог дуга плаћањем са готовинског рачуна државе	100.000	
Готовински рачун	Плаћање повериоцу са готовинског рачуна државе		100.000
Актива	Остала потраживања од корпорација	100.000	
Приход	Приход по основу капиталног трансфера		100.000

¹³ Статистичка евидентирања приказана у табелама 3 и 4 заснивају се на примеру преузимања дуга датом у тексту, узимајући у обзир рачуноводствени третман финансијских трансакција у рачунима државе и прилагођавајући га релевантним статистичким стандардима.

ДРЖАВА – СТАТИСТИЧКИ ОКВИР NA/GFS – ЕВИДЕНТИРАЊЕ			
СТАВКА	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Расход	Расход по основу капиталног трансфера (мала вероватноћа наплате потраживања)	100.000	
Обавеза	Остала потраживања од корпорација		100.000
Актива	Готовински рачун – наплата уплате од корпорације	10.000	
Приход	Приход по основу капиталних трансфера од наплате готовине од првобитног дужника		10.000

Статистички резултати су следећи:

1. Држава евидентира расход по основу капиталног трансфера (D.9)¹⁴ у износу од **1.000.000 евра**. У тренутку преузимања дуга, држава признаје обавезу од **1.000.000 евра** према првобитном повериоцу, што одражава пренос одговорности за неизмирени дуг.
2. Након преузимања дуга, држава смањује своју обавезу према иностраном повериоцу са **1.000.000 евра** на **900.000 евра** плаћањем **100.000 евра** са свог готовинског рачуна.
3. Отплата корпорације држави у износу од **10.000 евра** евидентира се као приход по основу капиталног трансфера (D.9), јер није признато финансијско потраживање према корпорацији, па се плаћање третира као капитални трансфер.
4. Финансијско потраживање према јавној нефинансијској корпорацији не евидентира се, јер се сматра да је мало вероватно да ће потраживање бити наплаћено, те се оно не признаје као финансијска актива (у датом примеру приказано је као две узастопне операције евидентирања које се међусобно поништавају, у редовима 4 и 5, означеним плавом позадином).
5. Нето позајмљивање/задуживање државе¹⁵ (B.9) износи **−990.000 евра** (−1.000.000 + 10.000).

Ако корпорација не изврши отплату:

1. Преостала обавеза државе по кредиту износи **900.000 евра** (1.000.000 – 100.000).
2. Утицај на нето позајмљивање/задуживање (B.9) државе износи **−1.000.000 евра**.

3.2. Перспектива корпорације

У одсуству правног преузимања дуга, првобитна обавеза корпорације у правном смислу остаје непромењена. Међутим, за статистичке потребе, када држава фактички преузме одговорност за дуг и не признаје се наплативо финансијско потраживање према корпорацији, одговарајући дуг се прерасподељује држави, а корпорација евидентира капитални трансфер (D.9). Свако накнадно плаћање корпорације држави такође се

¹⁴ Према оквиру националних рачуна ESA 2010, трансакција D.9 (капитални трансфери) може се евидентирати као приход или као расход, у зависности од природе и смера трансакције

¹⁵ Према речнику метаподатака Светске банке, нето позајмљивање/задуживање једнако је приходима државе умањеним за расходе и нето инвестиције у незваничну активу. Такође је једнако нето резултату трансакција финансијском активом и обавезама. Нето позајмљивање/нето задуживање представља збирну меру која показује у којој мери држава ставља финансијска средства на располагање другим секторима привреде или иностранству, односно користи финансијска средства која су генерисали други сектори привреде или која потичу из иностранства. Овај показатељ се исказује као проценат бруто домаћег производа (БДП), који представља укупан доходак остварен производњом добара и услуга на одређеној економској територији током обрачунског периода.

евидентира као капитални трансфер, а не као отплата признатог финансијског потраживања. Табела 4 приказује оквир статистичког евидентирања из перспективе корпорације.

Табела 4. Евидентирање трансакција у статистичком оквиру корпорације (износи у еврима)

КОРПОРАЦИЈА – СТАТИСТИЧКИ ОКВИР NA/GFS – ЕВИДЕНТИРАЊЕ			
ВРСТА СТАВКЕ	ОПИС	ДУГУЈЕ	ПОТРАЖУЈЕ
Контрарачун обавезе	Искњижавање кредита из позиције обавеза	1.000.000	
Приход	Приход по основу капиталног трансфера (смањење обавезе без плаћања)		1.000.000
Расход	Расход по основу новог дуга према држави	100.000	
Остале обавезе	Обавеза према држави по основу преузетог дуга		100.000
Контрарачун обавезе	Обавеза према држави по основу преузетог дуга	100.000	
Приход	Искњижавање дуга (мала вероватноћа наплате потраживања)		100.000
Расход	Расход по основу капиталног трансфера	10.000	
Готовински рачун	Плаћање обавезе према држави		10.000

По окончању целокупног поступка статистичког евидентирања приказаног у Табели 4 добијају се следећи резултати:

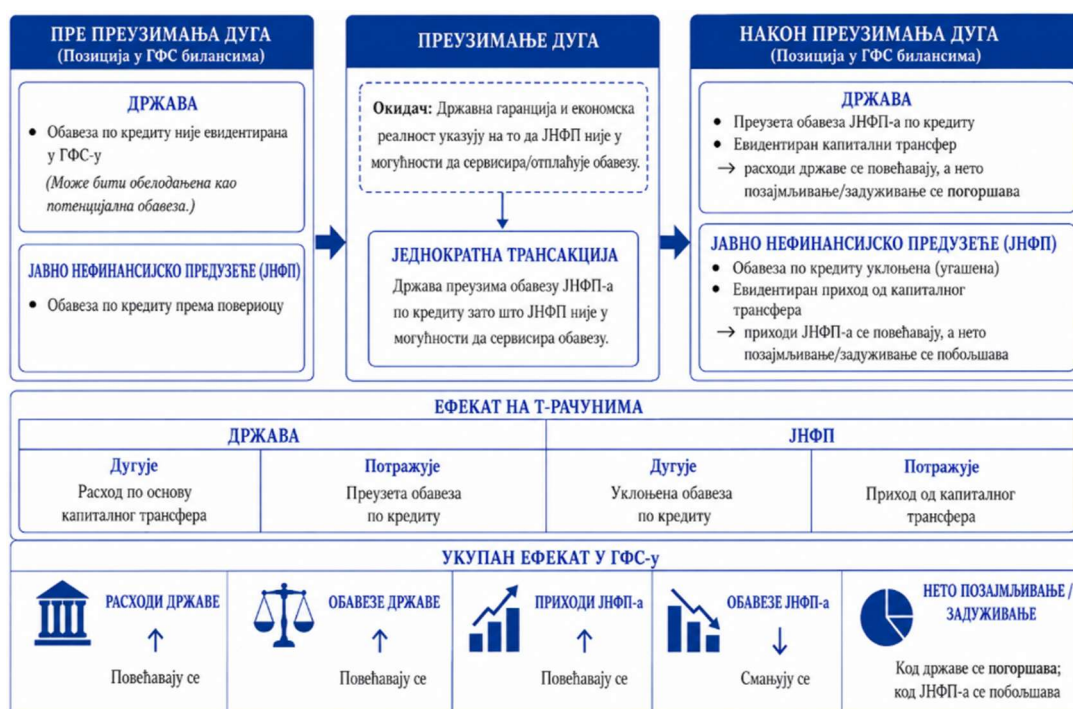
1. За статистичке потребе, преостала обавеза корпорације по кредиту смањује се на **0 евра**, јер је одговорност за дуг пренета на државу.
2. Корпорација евидентира преузимање дуга као приход по основу капиталног трансфера (D.9) у износу од **1.000.000 евра**.
3. Не евидентира се финансијска обавеза према држави, јер се у статистичком третману не признаје извршиво или наплативо потраживање.
4. Корпорација евидентира B.9 у износу од **990.000 евра**, израчунатом као капитални трансфер од **1.000.000 евра** умањен за плаћање од **10.000 евра** које је корпорација извршила држави.

У реалистичном сценарију у коме корпорација не врши плаћање држави, резултирајућа статистичка позиција била би следећа:

1. Преостала обавеза по кредиту: **0 евра** (1.000.000–1.000.000).
2. Нема обавезе према држави (не признаје се финансијско потраживање државе према корпорацији).
3. B.9 износи **1.000.000 евра**, јер се не одбија плаћање од **10.000 евра**.

Поређење табела 1–4 показује да исти економски догађај може произвести суштински различите рачуноводствене и статистичке резултате. Разлика пре свега произлази из признавања финансијских потраживања, процене наплативости, правног статуса дуга и статистичке алокације економског ризика.

Међутим, статистички третман мора узети у обзир и класификацију корпорације по институционалним секторима. Ако је сама јавна нефинансијска корпорација класификована у сектор опште државе, третман трансакције и њен утицај на консолидоване показатеље државе могу бити знатно другачији.

Илустрација 1. Преузимање дуга у оквиру *GFS/NA*

4. Третман преузимања дуга када је јавно нефинансијско предузеће за статистичке потребе класификовано у сектор државе

Јавна нефинансијска предузећа која примају значајну и трајну државну подршку, укључујући гаранције, субвенције, докапитализације или другу финансијску помоћ, могу бити класификована у сектор опште државе према *ESA 2010*, нарочито када су у питању институционалне јединице које нису тржишни произвођачи и чији приходи од продаје не покривају значајан део трошкова производње на трајној основи. Предузећа која се баве железничком и путном инфраструктуром уобичајени су примери. Таква предузећа могу зависити од државне подршке ради одржавања пословања и измиривања својих финансијских обавеза. Повериоци стога могу обезбеђивати финансирање делом на основу експлицитне или имплицитне државне подршке, а не само на основу самосталне финансијске способности предузећа.

Када је јавно предузеће класификовано у сектор опште државе, трансакције с другим јединицама државе представљају трансакције унутар сектора и елиминишу се при консолидацији. Сходно томе, обавезе које су већ укључене у обухват опште државе не би требало поново укључивати у консолидовани јавни дуг. Ово је посебно важно код задуживања обезбеђеног државним гаранцијама, што захтева усаглашавање података Управе за јавни дуг с финансијским извештајима предузећа како би се избегло двоструко исказивање.

За потребе јавног дуга и *GFS*, консолидоване статистике финансија државе и евиденцију Управе за јавни дуг стога треба посматрати заједно с финансијским

извештајима предузећа, а не механички агрегирати појединачне обавезе предузећа. Обавеза која је формално евидентирана код предузећа не треба поново да се укључује ако је већ садржана у консолидованом дугу опште државе.

Када држава измирује дуг у име таквих предузећа, предузеће може евидентирати приход од капиталног трансфера или субвенције, уз одговарајући расход државе. Ови токови унутар сектора елиминишу се при консолидацији и стога не утичу на консолидовано нето позајмљивање / нето задуживање, јер представљају прерасподелу ресурса унутар истог институционалног сектора, а не стварање нове спољне обавезе државе.

Посматрано заједно с претходном анализом, овај пример показује да статистички третман преузимања дуга зависи од правила признавања, постојања и наплативости финансијских потраживања, класификације у институционални сектор и граница консолидације. Финансијски извештаји се стога не могу увек механички претворити у макроекономску статистику, што указује на потребу за јачом интероперабилношћу између система финансијског извештавања и статистичких система.

5. Завршне напомене и опште препоруке за унапређење усклађености и интероперабилности рачуноводствених и статистичких система

Анализа преузимања дуга илуструје ширу разлику између финансијског извештавања на нивоу субјекта и макроекономске статистике. Финансијско рачуноводство примењује принципе признавања и мерења на појединачне извештајне субјекте у оквиру дефинисаних правних и извештајних граница, док статистички системи класификују трансакције према институционалним секторима и њиховој економској суштини. Циљ стога не треба да буде изједначавање ова два система, већ обезбеђивање довољне интероперабилности како би се подржала поуздана статистичка компилација.

5.1. Финансијско извештавање као извор за макроекономску статистику

Јачање финансијског извештавања заснованог на *IFRS/IAS* и *IPSAS* стандардима на националном нивоу од суштинског је значаја за генерисање поузданих изворних података за националне рачуне, статистику платног биланса и статистику финансија државе (*GFS*). Ово је у складу са *ESA 2010* и приоритетима модернизације повезаним са *ESA 2030*, укључујући унапређење квалитета података, веће коришћење административних и рачуноводствених информација и ефикаснију статистичку производњу.

Национални системи финансијског извештавања стога треба да омогуће да се рачуноводствене информације, где год је то практично изводљиво, претварају у статистичке агрегате путем транспарентног и систематичног мапирања. Финансијски инструменти, трансакције и друге економски релевантне ставке треба да буду

идентификоване с довољно детаља како би се омогућила одговарајућа статистичка класификација. Када су рачуноводствени агрегати превише широки, додатна дезагрегација треба да буде обезбеђена у финансијским извештајима или у допунском Статистичком анексу.

5.2. Дезагрегација и статистичка класификација

Категорија *IFRS*-а „Готовина и готовински еквиваленти” илуструје значај дезагрегације. Она може обухватати готовину, депозите и краткорочне дужничке хартије од вредности, који представљају различите финансијске инструменте с потенцијално различитим секторима друге стране. Готовина (F.21), депозити (F.22–F.29) и краткорочне дужничке хартије од вредности (F.31) зато треба да буду идентификовани одвојено, уместо да се цела рачуноводствена категорија директно мапира на депозите (F.2).

Сличне информације треба обезбедити за „Остала дугорочна улагања и потраживања”, класификована према инструменту или врсти улагања, „Одложени приходи и примљене донације”, идентификована према сектору друге стране, и криптоактиву, када су информације неопходне за њихову одговарајућу статистичку класификацију. Такве информације могу бити укључене у финансијске извештаје или допунске табеле које чине део Статистичког анекса, који треба да буде обухваћен поступком екстерне ревизије.

5.3. Конзистентност финансијских извештаја

Интероперабилност такође захтева конзистентност између финансијских извештаја. Промене у рачуноводственим позицијама треба да буду уочљиве кроз биланс стања, биланс успеха, извештај о новчаним токовима и извештај о променама на капиталу, чиме се статистичким састављачима омогућава да разликују стања од токова и усагласе промене између њих.

На пример, када се криптоактива признаје, биланс стања треба да идентификује одговарајуће стање, биланс успеха примењиве добитке или губитке по основу фер вредности, а извештај о новчаним токовима повезане трансакције набавке и отуђења. Исти принцип треба да се примењује на информације о резидентности и сектору друге стране, како би се финансијске позиције, приходи, расходи и финансијски токови доследно распоредили између резидената и нерезидената и, где је релевантно, између институционалних сектора.

5.4. Мапирање и табеле за повезивање

Систематично мапирање између рачуноводствених и статистичких класификација треба да буде саставни део финансијског извештавања и статистичке компилације. Табеле за повезивање могу успоставити транспарентне везе између ставки

финансијских извештаја и класификација које се користе у *ESA*, *GFS* и повезаним статистичким оквирима.

Такви аранжмани учинили би разлике које произлазе из признавања, вредновања, временског обухвата, секторске класификације, консолидације и других методолошких захтева транспарентнијим. Такође би смањили ослањање на *ad hoc* корекције и олакшали усаглашавање рачуноводствених информација са статистичким агрегатима.

5.5. Шира вредност интероперабилности

Користи од интероперабилности превазилазе статистичку компилацију. Када су рачуноводствени подаци довољно детаљни и доследно класификовани, могу се агрегирати у показатеље секторских прихода, расхода, инвестиција, финансијске активе и обавеза, дуга и економске изложености. Ови показатељи пружају емпиријску основу за анализу фискалних кретања, финансијске стабилности, спољних рањивости, инвестиција, задужености и преношења економских шокова, чиме подржавају истраживање, прогнозирање и креирање политика.

Финансијско рачуноводство и макроекономска статистика ипак треба да задрже своје различите сврхе. Финансијско рачуноводство усмерено је на признавање, мерење, успешност и одговорност на нивоу субјекта, док макроекономска статистика реорганизује информације по субјектима и секторима како би приказала привреду у целини. Циљ стога треба да буде интероперабилност, а не методолошка конвергенција.

5.6. Институционална сарадња и континуирани развој

Националне контне оквире и системе финансијског извештавања треба посматрати као структуре подложне континуираном развоју, а не као системе који су искључиво одређени законодавством. Њихово осмишљавање треба да укључује континуирану сарадњу законодаваца, рачуноводствених стручњака, извештајних субјеката, регулатора и статистичких органа.

Таква сарадња може обезбедити да финансијско извештавање испуњава своје примарне регулаторне и контролне циљеве, истовремено генеришући информације погодне за ефикасну статистичку компилацију. Допунско статистичко извештавање може обезбедити додатне информације, али не може у потпуности надокнадити недостатке у основном рачуноводственом систему. Када финансијско извештавање не пружа информације потребне за статистичку класификацију, статистички органи морају да се ослањају на додатно прикупљање података, процене, претпоставке и корекције.

5.7. Општи закључак

Крајњи циљ треба да буде кохерентан информациони ланац од финансијског извештавања на нивоу субјекта до секторске статистике и, коначно, до макроекономске анализе и креирања политика. Финансијско извештавање треба да задржи своју примарну рачуноводствену сврху, уз обезбеђивање, где је практично изводљиво,

довољно структурираних и дезагрегираних информација за подршку поузданој макроекономској статистици.

Већа интероперабилност смањила би дуплирање у прикупљању података и потребу за статистичким корекцијама, уз истовремено побољшање конзистентности, благовремености и аналитичке вредности макроекономских показатеља.

Њена примена захтева укључивање статистичких органа у осмишљавање и континуирани развој националних контних оквира и захтева у погледу финансијског извештавања, како би се обезбедило да рачуноводствене информације садрже класификације и детаље потребне за националне рачуне и *GFS*. Додатак пружа практичан преглед обрачунског, готовинског и модификованог готовинског рачуноводства и показује како обавезе према добављачима и аванси подржавају корекције с готовинске на обрачунску основу које су потребне за статистичку компилацију.

6. Додатак: методе финансијског рачуноводства, практични примери и рачуноводствени аспекти

На основу начина на који се признају приходи и расходи, начина праћења потраживања и обавеза према добављачима и примене принципа узрочности, рачуноводствени системи се генерално могу класификовати као рачуноводствени оквири на готовинској, обрачунској и модификованој основи. У наставку је дат преглед ових метода, укључујући две модификоване варијанте:

6.1. Рачуноводство на готовинској основи

Ово је најједноставнији метод. Трансакције се евидентирају само када је готовина примљена или плаћена.

Признавање: Приходи се евидентирају када је готовина примљена; расходи се евидентирају када је готовина плаћена.

Праћење: Не постоји формално признавање потраживања од купаца, обрачунатих прихода, обавеза према добављачима или обрачунатих расхода.

Принцип узрочности: Принцип узрочности се не примењује.

6.2. Рачуноводство на обрачунској основи

Рачуноводство на обрачунској основи пружа свеобухватнију и прецизнију слику финансијских резултата предузећа за одређени период.

- Признавање: Приходи се евидентирају када су зарађени, а расходи када настану, без обзира на то када је готовина примљена или плаћена.
- Праћење: Потраживања од купаца, обрачунати приходи, обавезе према добављачима и обрачунати расходи у потпуности се признају и прате.

- Принцип узрочности: Расходи настали ради остваривања конкретног прихода признају се у истом обрачунском периоду као и повезани приход. На пример, трошак продате робе (*COGS*) признаје се када се прода одговарајући производ, а не када се набаве сировине.

6.3. Рачуноводство на модификованој готовинској основи – варијанта 1

Овај метод комбинује принципе готовинске и обрачунске основе у зависности од трајања или природе трансакција.

Краткорочна средства и обавезе воде се применом принципа готовинске основе, док се дугорочна средства и обавезе, као што су значајна опрема и дугорочни кредити, воде применом принципа обрачунске основе.

6.4. Рачуноводство на модификованој готовинској основи – варијанта 2

Овај специфичан и сложен метод понекад користе државни субјекти као што су непрофитни произвођачи.

- Признавање: Приходи и расходи признају се када се изврши размена готовине.
- Праћење: За разлику од чистог готовинског рачуноводства, постоји потпуно праћење потраживања од купаца и обрачунатих прихода, као и обавеза према добављачима и обрачунатих расхода.
- Принцип узрочности: Принцип узрочности се генерално не примењује.

Јединствене карактеристике

- Корекција с готовинске на обрачунску основу: Будући да се прате сви неопходни подаци, могуће је извршити „корекцију с готовинске на обрачунску основу” како би се израчунало како би износи изгледали применом обрачунске основе.
- Основна средства: Основна средства се генерално не капитализују на исти начин као код рачуноводства на обрачунској основи. Евидентирају се као основна средства, али се такође расходују кроз бројне књиговодствене ставке на различитим дебитним и кредитним рачунима како би се обезбедила уравнотеженост.
- Систем евидентирања: Систем евидентирања трансакција је свеобухватан. На пример, трансакција с добављачем може обухватити књиговодствене ставке којима се евидентирају и обавеза и накнадно плаћање у готовини.

Следећа два примера илуструју функционисање система рачуноводства на модификованој готовинској основи и употребу обавеза према добављачима и аванса у усаглашавању готовинске и обрачунске основе.

6.5. Пример 1 – трансакције с добављачима

Први пример полази од следећих претпоставки:

1. Почетно дугово стање на рачуну готовине у износу од 10.000 евра (претпоставка);
2. Услуге примљене у периоду $T + 1$ у износу од 500 евра на одложено плаћање;
3. Делимично плаћање за услуге примљене у $T+1$, извршено у месецу $T+2$, у износу од 300 евра;
4. Обрачун новог расхода у износу од 2.000 евра у месецу $T + 3$, при чему је фактура примљена.

Пример 1 (износ у еврима)

ГОТОВИНСКО РАЧУНОВОДСТВО			
Дугује	ГОТОВИНА	Потражује	
1)	10.000	300	3)
	9.700		
Дугује	ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА	Потражује	
	0	Почетно стање 1)	
	0	2)	
	0	4)	
	0		
Дугује	РАСХОДИ	Потражује	
1) Почетно стање	0		
2)	0		
3)	300		
4)	0		
	300		

ОБРАЧУНСКО РАЧУНОВОДСТВО			
Дугује	ГОТОВИНА	Потражује	
1)	10.000	300	3)
	9.700		
Дугује	ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА	Потражује	
3)	300	0	Почетно стање 1)
		500	2)
		2000	4)
		2200	
Дугује	РАСХОДИ	Потражује	
1) Почетно стање	0		
2)	500		
4)	2000		
	2500		

МОДИФИКОВАНО ГОТОВИНСКО РАЧУНОВОДСТВО			
Дугује	ГОТОВИНА	Потражује	
1)	10.000	300	3)
	9.700		
Дугује	РАСХОДИ	Потражује	
1) Почетно стање	0		
3)	300		
	300		

ОБРАЧУНАТИ, А НЕПЛАЋЕНИ РАСХОДИ			
Дугује	ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА	Потражује	
3)	300	0	Почетно стање 1)
		500	2)
		2000	4)
		2200	
Дугује	РАСХОДИ	Потражује	
1) Почетно стање	0	300	3)
2)	500		
4)	2000		
	2200		

УСКЛАЂИВАЊЕ СА ГОТОВИНСКОМ НА ОБРАЧУНСКО РАЧУНОВОДСТВО ЗА ДОБАВЉАЧЕ			
Дугује	ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА	Потражује	
Готовина	300	0	Почетно стање
		2500	
		2200	
Усклађивање 2500 = (22000 Коначно стање обавеза) + (300 Дугује: готовина) - (0 Почетно стање обавеза)			

6.6. Пример 2 – авансно плаћање

Други пример полази од следећих претпоставки:

1. Почетно дугово стање на рачуну готовине у износу од 10.000 евра (претпоставка);
2. Услуге примљене у периоду $T + 1$ у износу од 500 евра на одложено плаћање;
3. Делимично плаћање за услуге примљене у $T + 1$, извршено у месецу $T + 2$, у износу од 300 евра;
4. Авансно плаћање у износу од 1.500 евра извршено је у периоду $T + 3$ за услугу вредну 2.000 евра, при чему фактура још није примљена.

Пример 2 (износ у еврима)

МОДИФИКОВАНО РАЧУНОВОДСТВО ГОТОВИНЕ					
ГОТОВИНА			ПОТРАЖИВАЊА ЗА АВАНСЕ		
Дугује		Потражује	Дугује		Потражује
1) Почетно стање	10000		1) Почетно стање	0	
		300 3)			
		1500 4)	4) Почетно стање	1500	
	8200			1500	
ТРОШКОВИ – ГОТОВИНСКИ МЕТОД			ОБРАЧУНАТИ НЕПЛАЋЕНИ ТРОШКОВИ		
Дугује		Потражује	Дугује		Потражује
Почетно стање	0		1) Почетно стање	0	300 3)
3)	300		2)	500	
4)	1500				
	1800			200	
ПЛАЋЕНИ АВАНСИ			ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА		
Дугује		Потражује	Дугује		Потражује
		0 Почетно стање 1)	3) Почетно стање	300	0 Почетно стање 1)
		1500 4)			500 2)
		1500		200	
УСКЛАЂИВАЊЕ СА ГОТОВИНСКОГ НА МЕТОД ФАКТУРИСАЊА ЗА ПЛАЋЕНЕ АВАНСЕ			УСКЛАЂИВАЊЕ СА ГОТОВИНСКОГ НА МЕТОД ФАКТУРИСАЊА ЗА ОБАВЕЗЕ ПРЕМА ДОБАВЉАЧИМА		
Дугује		Потражује	Дугује		Потражује
Почетно стање	0	0	Готова уплата / Благајна	300	0 Почетно стање
Готова уплата / Благајна	1500				500
	1500			200	

6.7. Корекција с готовинске на обрачунску основу

Формула за корекцију с готовинске на обрачунску основу за све расходе и издатке који се односе на обавезе према добављачима и авансна потраживања (унапред извршена плаћања) гласи:

= Готовина + (крајње стање обавеза према добављачима – почетно стање обавеза према добављачима) + (почетно стање авансних потраживања – крајње стање авансних потраживања). На основу примера:

$$1800 \text{ евра} + (200 \text{ евра} - 0 \text{ евра}) + (0 \text{ евра} - 1500 \text{ евра}) = 500 \text{ евра.}$$

Рачун добављача може се засебно усагласити применом формуле:

Крајње стање обавеза према добављачима + плаћања у готовини – X = почетно стање обавеза према добављачима, где је X = обрачунати расходи/издаци. Према томе, X = крајње стање обавеза према добављачима + плаћања у готовини – почетно стање обавеза према добављачима. На основу примера:

$$200 \text{ евра} + 300 \text{ евра} - 0 \text{ евра} = 500 \text{ евра.}$$

Авансна потраживања (унапред извршена плаћања) могу се израчунати применом следеће формуле:

Крајње стање авансних потраживања – плаћања у готовини + X = почетно стање авансних потраживања, где је X = обрачунати расходи/издаци. Према томе, X = почетно стање авансних потраживања – крајње стање авансних потраживања + плаћања у готовини. На основу примера:

$$0 \text{ евра} - 1500 \text{ евра} + 1500 \text{ евра} = 0 \text{ евра.}$$

Износ од 500 евра представља укупан износ обрачунатих расхода и издатака који се односе на авансе и рачуне добављача. У пракси, расподела овог износа на конкретне расходе и издатке захтева одговарајућу методологију расподеле. Она може обухватати пропорционалну расподелу на основу готовинских расхода и издатака, па све до сложенијих метода.

У оквиру система рачуноводства на модификованој готовинској основи, усаглашавањем рачуна добављача¹⁶ идентификују се обавезе за робу и услуге које су примљене, али још нису плаћене. Ове обавезе могу се односити или на текуће расходе или на набавку нефинансијске имовине. Обавезе према добављачима и авансе стога треба третирати као одвојене, али комплементарне контролне рачуне: обавезе према добављачима представљају обавезе настале услед економских догађаја који су се већ догодили, док аванси представљају плаћања извршена пре пријема повезане робе или услуга.

Када су позната почетна и крајња стања обавеза према добављачима и авансних потраживања, заједно с повезаним плаћањима у готовини, одговарајући обрачунски расходи могу се извести из промена на овим рачунима. Настали, а неплаћени расходи повећавају обавезе према добављачима, док плаћања у готовини смањују неизмирене

¹⁶ Рачуни добављача у билансима стања буџетских корисника који послују по систему измењеног готовинског рачуноводства треба да буду подељени у две главне поткатегорије: добављаче за текуће расходе (међуфазна потрошња) и добављаче за капиталне расходе. Ова класификација је неопходна како би се обезбедио тачан поступак билансирања. Ове категорије се затим додатно деле на домаће и стране добављаче, уз увођење додатних класификација тамо где је то потребно. Исти принцип се примењује и на унапред плаћена потраживања, односно авансе.

обавезе; супротно томе, авансна плаћања стварају авансе који не треба да се признају као расход све док не настане повезани економски догађај.

Корекција с готовинске на обрачунску основу¹⁷ од суштинског је значаја за националне рачуне јер расход треба приписати периоду у којем се одвија основна економска активност, а не периоду у којем је извршено плаћање. Тачна корекција је стога неопходна за мерење расхода државе за финалну потрошњу и бруто инвестиција у основна средства (*GFCF*), а самим тим и БДП-а и повезаних агрегата, бруто националног дохотка (*GNI*) и бруто расположивог националног дохотка (*GNDI*).

Корекција је посебно важна за државе које примењују готовинско или модификовано готовинско рачуноводство, нарочито током периода значајних капиталних расхода. Значајна стања аванса или средстава у изградњи могу указивати на то да се плаћања у готовини материјално разликују од временског распореда основне економске активности. Корекције с готовинске на обрачунску основу засноване на довољно детаљним информацијама из финансијског извештавања стога су неопходне за тачан обрачун статистичких агрегата.

¹⁷ Различите финансијско-рачуноводствене платформе и портали користе неколико приступа за израчунавање корекција с готовинске на обрачунску основу за одређени Т-рачун, при чему се сваки заснива на другачијој основној логици. Према мишљењу аутора, приступ приказан у овом раду у прегледом делу је најједноставнији, најтранспарентнији и најлакши за разумевање и памћење. Овај приступ је доступан на финансијско-рачуноводственом каналу *TLC Tutoring*, заједно с многим другим корисним појашњењима и објашњењима из области рачуноводства.

Литература

System of Accounts ESA 2010, 2013, Eurostat, Европска комисија.

Ђурановић, Ј. (2018). *Budget Accounting Manual*, Подгорица.

Manual on Government Deficit and Debt – Implementation of ESA 2010, 2022, Eurostat, Европска комисија.

Insight into IFRS, септембар 2025, Audit Committee Institute, KPMG.

Handbook of International Public Sector Accounting Pronouncements, 2026, IFAC.

Government Finance Statistics Manual, 2014, IMF.

Костић, Х. (2017). *Budget Accounting Primer*, Institute for Business Improvement.

Mullis, D. and J. Orloff (2008). *The Accounting Game*, Sourcebooks, Inc.

СТРУЧНИ РАДОВИ

АНАЛИЗА ФАКТОРА КОЈИ УТИЧУ НА КРЕТАЊЕ КАМАТНЕ СТОПЕ *EURIBOR*

Александар Меловић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

За ставове изнете у радовима у оквиру ове серије одговоран је аутор и ставови не представљају нужно званичан став Народне банке Србије.

Сектор за девизне послове и кредитне односе са иностранством

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Анализа фактора који утичу на кретање каматне стопе *EURIBOR*

Александар Меловић

Апстракт: Референтна каматна стопа *EURIBOR* једна је од најзначајнијих референтних вредности на новчаном тржишту евра. Користи се за одређивање каматних стопа многих финансијских производа, а у Републици Србији и при одређивању стопа многих стамбених кредита. Стога је разумевање фактора који утичу на висину стопе *EURIBOR* од великог значаја за све заинтересоване субјекте на чије одлуке утиче висина ове референтне стопе. У економској теорији и пракси сматра се да највећи утицај на њено кретање има монетарна политика Европске централне банке, тачније кретање три кључне референтне стопе које ова финансијска институција објављује. Применом *ARDL* модела (*Autoregressive Distributed Lag Model*) утврђено је статистички значајно дејство референтних стопа Европске централне банке на кретање *EURIBOR*-а рочности од три, шест и дванаест месеци, при чему пораст референтне стопе у кратком року од 1 процентног поена доводи до пораста тромесечног, шестомесечног и дванаестомесечног *EURIBOR*-а од 0,83, 0,47 и чак 1,2 процентна поена, респективно. Утврђено је значајно дејство инфлације, али мањег интензитета, с коефицијентом регресије у текућем року од 0,0469. Међу осталим факторима важно је поменути и очекивања тржишта у погледу будуће политике Европске централне банке и штетни утицај који геополитичке тензије имају на економију, а, самим тим, и на финансијско тржиште и кретање каматне стопе *EURIBOR*.

Кључне речи: *EURIBOR*, Европска централна банка, референтне каматне стопе, монетарна политика, детерминанте каматних стопа.

[JEL Code]: C22, E31, E43, E52

Нетехнички резиме

Ретко у економији можемо наћи појаву која има значајан прожимајући ефекат на многе привредне делатности и утиче на многе субјекте у економској сфери као што је то референтна каматна стопа на новчаном тржишту евра – *EURIBOR*. Осмишљена да на репрезентативан начин одражава кретање на поменутом тржишту, као и да буде референтна вредност за обрачун камате код многих финансијских производа као што су стамбени кредити, каматни свопови, каматни фјучерси и штедни рачуни, стопа *EURIBOR* постоји већ скоро три деценије.

EURIBOR представља просечну стопу по којој се панел банака које имају значајну улогу на новчаном тржишту евра међусобно задужују без полагања колатерала и обрачунава се за рочност од једне недеље, као и за рочност од једног, три, шест и дванаест месеци.

Током не тако кратке историје, стопа *EURIBOR* представљала је тржишни показатељ промена у монетарној политици Европске централне банке, као и промена насталих појавом Светске економске кризе 2008. године и криза које се дешавају последњих година, пре свега због ратних сукоба у Украјини и на Блиском истоку.

Ради бољег предвиђања кретања стопе *EURIBOR*, у раду је приступљено анализи фактора који су утицали на висину ове референтне стопе. Међу бројним факторима који се помињу у теорији, најзначајнија је монетарна политика Европске централне банке, која помоћу три кључне стопе настоји да одржи стабилност цена и инфлацију у средњем року на нивоу од 2%. Одређивањем референтних каматних стопа Европска централна банка дефинише горњи и доњи праг тржишних каматних стопа, одређујући коридор унутар кога могу да се крећу тржишне стопе, међу којима је и *EURIBOR*. Зато је праћење монетарне политике Европске централне банке кључно када је у питању праћење динамике кретања стопе *EURIBOR*. Применом *ARDL* модела (*Autoregressive Distributed Lag Model*) утврђено је статистички значајно дејство референтних стопа Европске централне банке на кретање *EURIBOR*-а, при чему пораст референтне стопе у кратком року од 1 процентног поена доводи до пораста тромесечног, шестомесечног и дванаестомесечног *EURIBOR*-а од 0,83, 0,47 и чак 1,2 процентна поена, респективно. Гледано на хипотетичком примеру, то значи да ће, у случају да Европска централна банка подигне стопу депозитне олакшице са 2% на 3%, тромесечни *EURIBOR* у кратком року пораста са, на пример, 1% на 1,83%.

Поред монетарне политике, на висину стопе *EURIBOR* утичу и инфлација, геополитичке тензије, као и очекивања тржишта у погледу будуће монетарне политике Европске централне банке, па се понекад дешава да тржиште, у складу са својим очекивањима, промени висину стопе *EURIBOR* и пре него што Европска централна банка промени референтне каматне стопе.

Садржај:

1. Увод.....	180
2. <i>Euribor</i> – основне карактеристике и значај.....	180
2.1. Основне карактеристике.....	180
2.2. Значај <i>Euribor</i> -а.....	182
3. Методологија обрачуна и преглед кретања <i>Euribor</i> стопа у целокупном историјском периоду.....	183
4. Теоријски преглед фактора који утичу на кретање <i>Euribor</i>-а.....	186
5. Анализа утицаја фактора на кретање <i>Euribor</i> каматне стопе	188
5. 1. Преглед постојеће литературе	188
5. 2. Утицај инфлације на кретање <i>Euribor</i> -а.....	189
5. 3. Утицај <i>DFR</i> -а, <i>MRO</i> -а и инфлације на кретање <i>Euribor</i> -а.....	192
5. 3. Други фактори који утичу на <i>Euribor</i>	199
5. 4. Укупна оцена резултата анализе	200
6.Закључак.....	200
Литература	202

1. Увод

Предмет овог рада јесте анализа фактора који утичу на кретање каматне стопе *EURIBOR*. С обзиром на то да је каматна стопа *EURIBOR* референтна стопа за задуживање у еврима, што практично значи да утиче на висину каматних стопа код финансијских производа, значајно је утврдити који фактори и у којој мери утичу на кретање ове стопе, како би економски субјекти могли да доносе одлуке на основу релевантних информација. Зато је предмет овог рада анализа тих фактора. У раду су коришћени подаци Европске централне банке (ЕЦБ) о висини каматних стопа *EURIBOR*, подаци о референтним каматним стопама које доноси ЕЦБ (каматна стопа на депозитне олакшице (*DFR*), каматна стопа на главне операције рефинансирања (*MRO*) и каматна стопа на маргиналне кредитне олакшице (*MLF*)), као и подаци о инфлацији, како би се оценио утицај монетарне политике и инфлације на *EURIBOR*. Поред тога, ради бољег разумевања предмета који се разматра, у првом делу рада разматрани су основни појмови који се тичу каматне стопе *EURIBOR*, при чему је стављен фокус на основне карактеристике, врсте стопа и значај који *EURIBOR* има за банкарско тржиште и тржиште у целини. Такође, део рада је посвећен анализи методологије обрачуна стопе. На основу историјских података, дат је кратак преглед кретања различитих стопа *EURIBOR* од почетка 1999. године, закључно с јулом 2026. године, како би се стекао основни увид у динамику кретања током целокупног периода постојања стопе. У другом делу рада дат је преглед фактора који утичу на *EURIBOR*, а које налазимо у економској теорији и пракси, као и очекивани утицај који сваки од поменутих фактора има на висину стопе *EURIBOR*. У самом делу посвећеном анализи утицаја фактора на висину стопе *EURIBOR*, применом *ARDL* модела (*Autoregressive Distributed Lag Model*) на подацима стопе *EURIBOR* рочности од шест месеци, утврђено је удружено дејство референтних стопа ЕЦБ-а и инфлације на висину стопе *EURIBOR*, чиме се објашњава кретање стопе *EURIBOR* у целокупном посматраном периоду. Утврђено је да највећи утицај на кретање стопе има монетарна политика ЕЦБ-а, при чему пораст стопе ЕЦБ-а од 1 процентног поена резултира порастом *EURIBOR*-а од 0,303 процентна поена, а пораст инфлације за 1 процентни поен повећава *EURIBOR* за 0,047 процентних поена. У закључном делу изнета су разматрања о факторима који су утицали на висину стопе *EURIBOR*-а у историјском периоду, а који и данас утичу на њено кретање, с циљем бољег разумевања очекиваних вредности ове стопе у будућности.

2. *EURIBOR* – основне карактеристике и значај

2.1. Основне карактеристике

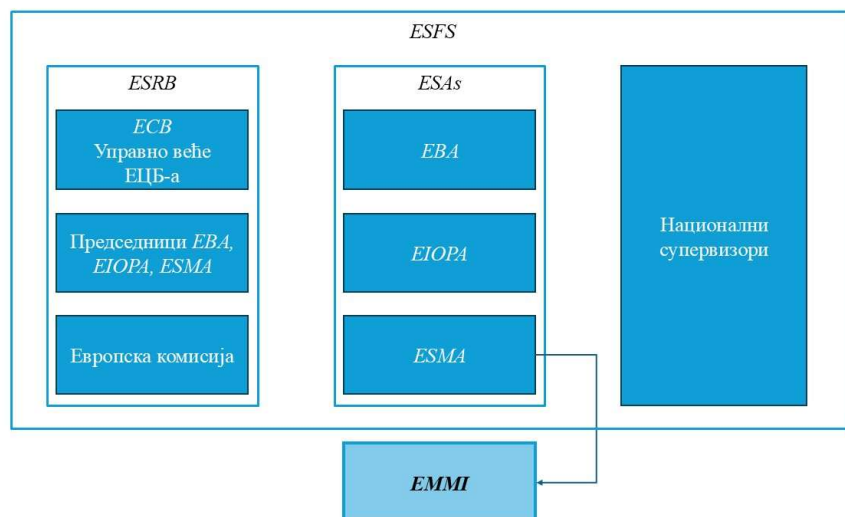
EURIBOR је скраћеница од назива *Euro Interbank Offered Rate* на енглеском језику, који означава стопу по којој унапред дефинисан број банака међусобно позајмљује новац у еврима. *EURIBOR* представља просечну вредност каматних стопа на поменуте позајмице, с кратким роковима доспећа и без полагања колатерала (задуживање без

обезбеђења). *EURIBOR* је ризична каматна стопа, за разлику од других референтних стопа на тржишту, на пример *€STR* (*Euro Short Term Rate*), каматне стопе на преконоћна задуживања, која се практично сматра стопом без ризика (*risk-free rate*).

Како бисмо стекли бољи увид у основне карактеристике *EURIBOR*-а, упознаћемо се са институционалним окружењем у коме се ова стопа израчунава. На новчаном тржишту евра, приликом увођења евра као валуте 1999. године, основан је Европски институт за тржиште новца (*European Money Markets Institute – EMMI*), који представља непрофитну организацију за развој и администрирање референтних стопа, међу којима је најпознатији управо *EURIBOR*. Поред *EURIBOR*-а, Институт развија и *Efterm* (званичну европску каматну стопу која предвиђа будуће кретање вредности новца), а такође је развијао и израчунавао стопу за преконоћно међубанкарско задуживање – *EONIA*, чије је израчунавање и објављивање укинато почетком 2022. године. *EONIA* је замењена стопом *€STR*, коју обрачунава и објављује ЕЦБ. Институт делује у складу са Уредбом Европске уније о референтним вредностима (*Benchmarks Regulation – BMR*), а над радом Института надзор врши Европски орган за хартије од вредности и тржишта капитала (*European Securities and Markets Authority – ESMA*).

ESMA је део Европског система за финансијску супервизију (*European System of Financial Supervision – ESFS*), у оквиру којег, заједно са осталим значајним финансијским и регулаторним институцијама, ради на обезбеђивању адекватне примене правила која се односе на финансијски сектор како би се очувала финансијска стабилност, унапредило поверење у финансијски систем у целини и обезбедио одговарајући ниво заштите корисника финансијских услуга. У оквиру *ESFS* делује и Управно веће ЕЦБ-а, што је од значаја за нашу даљу анализу стопе *EURIBOR*.

Слика II.1. Приказ структуре Европског система за супервизију – *ESFS*



Извор: ауторска обрада на основу *ESMA* (б.д.).

EURIBOR се израчунава за пет рочности, тако да постоје следеће врсте стопа *EURIBOR*.

- *EURIBOR 1W* (рочност од једне недеље),

- *EURIBOR 1M* (рочност од једног месеца),
- *EURIBOR 3M* (рочност од три месеца),
- *EURIBOR 6M* (рочност од шест месеци) и
- *EURIBOR 12M* (рочност од дванаест месеци).

Ранијих година постојало је чак петнаест стопа *EURIBOR* с различитим рочностима, али је након новембра 2013. године тај број сведен на пет различитих стопа како би се решили проблеми с поузданошћу обрачунатих стопа и фокус усмерио на оне стопе које имају најчешћу употребу у пракси.

2.2. Значај *EURIBOR*-а

Значај *EURIBOR*-а огледа се у томе што се сматра „најважнијом референтном каматном за све врсте финансијских производа, као што су каматни свопови, каматни фјучерси, штедни рачуни и хипотекарни кредити” (*Lleshaj & Kripa*, 2021, стр. 1332). Ово је, такође, случај и у банкарском сектору Републике Србије, где је код стамбених кредита индексираних у еврима *EURIBOR* директно или индиректно укључен у обрачун каматне стопе по којој клијент плаћа камату. Зато је веома значајно да заинтересоване стране прате кретања стопе *EURIBOR* како би доносиле адекватне одлуке, а такође је важно да буду испуњени сви прописи у вези са израчунавањем стопе *EURIBOR*, како би она била што прецизнија и како би на репрезентативан начин одражавала стварно кретање на новчаном тржишту евра. Више речи о методологији израчунавања биће у наредном поглављу овог рада.

Генерално гледано, међубанкарске каматне стопе су показатељи кретања трошкова финансирања и пружају сажету и јасну слику укупног стања финансијског система, с обзиром на то да одражавају ниво поверења и степен ликвидности међу учесницима на финансијском тржишту (*Gómez Yubero, Ollero García-Agulló, & Palomero Aguilar*, 2026).

Поменимо и значај *EURIBOR*-а у вези с монетарном политиком ЕЦБ-а. Наиме, како ће касније у раду бити детаљније размотрено, ЕЦБ води монетарну политику утврђивањем трију референтних стопа. Њима ЕЦБ настоји да управља тржиштем новца и оствари свој главни циљ – одржавање стабилности цена. Поменуте стопе дефинишу горњу и доњу границу за остале тржишне стопе и у њиховим оквирима се, како ће се видети, креће и *EURIBOR*. Управо зато *EURIBOR* и друге међубанкарске каматне стопе играју важну улогу у механизму преноса монетарне политике, јер се крећу у оквирима које одређује ЕЦБ и доприносе остварењу циљева монетарне политике. Њихов значај огледа се и у томе што одражавају тржишна очекивања у погледу будућег кретања монетарне политике ЕЦБ-а (*Gómez Yubero et al.*, 2026).

3. Методологија обрачуна и преглед кретања стопа *EURIBOR* у целокупном историјском периоду

EMMI израчунава и објављује *EURIBOR* на основу података које достављају панел-банке. Листу панел-банака чине финансијске институције – банке које су одабране како би на репрезентативан начин одражавале кретање на новчаном тржишту евра и како би *EURIBOR* био поуздан показатељ стања на том тржишту. Иако се за обрачун *EURIBOR*-а прикупљају и анализирају трансакције деноминоване у еврима, није неопходно да банка која би била део панела банака потиче из земље која је чланица зоне евра, већ је важно да је у питању банка која може да на репрезентативан начин прикаже кретања на новчаном тржишту евра због својих значајних активности на том тржишту. Својевремено је део панел-банака била и британска банка *Barclays Bank PLC*, која је закључно са 27. фебруаром 2026. године престала да доставља податке о трансакцијама и каматним стопама. Актуелну листу панел-банака сачињавају двадесет једна банка из једанаест земаља, од којих су све чланице зоне евра.

Последњих година спроведене су одређене реформе методологије обрачуна стопе *EURIBOR*, а све ради њеног што прецизнијег обрачуна. Пре поменуте реформе, панел-банке су достављале процењене податке, да би, након спровођења реформе у периоду од 2014. године до 2019. године, достављале податке о стварним трансакцијама. Ранијих година „*EURIBOR* се израчунавао на основу пријављених процена институција које су учествовале у панелу, одражавајући њихову стручну процену о каматној стопи по којој би могле да прибаве необезбеђена средства на међубанкарском тржишту” (*Gómez Yubero et al.*, 2026, стр. 54). Овакав метод израчунавања остављао је простор за утицај субјективне процене, с обзиром на то да подаци нису морали да буду засновани на стварним трансакцијама. У раним годинама примене и у условима релативно стабилних тржишта овакав начин обрачуна није представљао проблем. Међутим, у кризном периоду, који је почео већ 2007. године, уочено је да је примена ове методологије обрачуна *EURIBOR*-а оставила могућност за испољавање опортунистичког понашања учесника у панелу банака. Након спроведене реформе, преласком на хибридно израчунавање *EURIBOR*-а унапређена је економска репрезентативност *EURIBOR*-а, те су подаци који се користе у обрачуну постали осетљивији на промене ликвидности и стопа по којима се банке међусобно задужују него што је то био случај у ранијем периоду, када је динамика *EURIBOR*-а била стабилнија због мање осетљивости субјективне процене на поменуте промене (*Gómez Yubero et al.*, 2026). Променама у методологији постигнут је значајан напредак у погледу негативног утицаја људског фактора на висину стопе *EURIBOR* и омогућен је објективнији и репрезентативнији приказ стварног стања на новчаном тржишту евра.

Који се подаци достављају EMMI?

Основна идеја обрачуна *EURIBOR*-а подразумева да свака панел-банка доставља податке о необезбеђеним позајмицама и висини каматне стопе по којој се задужила, за позајмице с роком доспећа од једне недеље, као и за позајмице с роком доспећа од једног, три, шест и дванаест месеци. Такође, критеријум који мора бити испуњен да би

трансакција ушла у обрачун *EURIBOR*-а јесте да је њена вредност већа од 10 милиона евра. Уз то, неопходно је да трансакција буде деноминована у еврима, као и да је реч о необезбеђеним позајмицама. Међутим, није увек случај да је свака банка сваког дана остварила трансакције које испуњавају ове критеријуме, тако да је на снази обрачун стопе *EURIBOR* на основу два нивоа информација, класификованих према њиховом квалитету.

Ниво 1 (*Level 1*)

У ову категорију улазе подаци о трансакцијама које испуњавају поменуте критеријуме. Ово су информације највишег квалитета и у идеалним условима само би ови подаци били коришћени за обрачун стопе *EURIBOR*. Уколико не постоји довољан број трансакција које су прихватљиве за обрачун, прелази се на следећи, други ниво – *Level 2*, при чему се обављају одређени прорачуни, о чему ће више речи бити у наставку.

Ниво 2 (*Level 2*)

Када банка нема довољан број прихватљивих трансакција, примењују се три технике израчунавања доприноса, које се увек примењују редом, уколико за одређену технику не постоје прихватљиви подаци.

Ниво 2.1 – врши се прилагођена линеарна интерполација на основу података о трансакцијама које имају суседне дефинисане рокове доспећа (*adjusted linear interpolation from adjacent Defined Tenors*). На пример, уколико банка нема прихватљиве трансакције за рочност од шест месеци, користе се подаци о прихватљивим трансакцијама које је банка доставила за суседне рочности од три и дванаест месеци, на основу којих се врши линеарна интерполација и добија израчунати допринос банке за рочност од шест месеци.

Ниво 2.2 – врши се математичко прилагођавање података о трансакцијама које имају приближне рокове доспећа, а који нису међу стандардно дефинисаним роковима (*transactions at non-Defined Tenors*). На пример, уколико банка има трансакцију с рочношћу од седам месеци, математичким прилагођавањем добија се еквивалентна каматна стопа за рочност од шест месеци.

Ниво 2.3 – у случају да нема одговарајућих података за примену нивоа 2.1 и 2.2, приступа се коришћењу прихватљивих података из претходних дана, уз примену фактора тржишног прилагођавања (*Market Adjustment Factor*). На пример, користе се подаци о прихватљивим трансакцијама које је банка раније доставила, уз корекцију на основу промена на тржишту које су се у међувремену догодиле.

Након што се израчунају доприноси сваке од појединачних панел-банана за сваку рочност, приступа се њиховом сортирању, након чега се одбацују 15% највиших и 15% најнижих вредности како би се неутралисао утицај екстремних вредности, те се на основу преосталих 70% података израчунава проста аритметичка средина, која се узима као вредност *EURIBOR*-а.

Подаци о висини стопе *EURIBOR* објављују се сваког радног дана у 11 часова, при чему су најновији подаци доступни искључиво заинтересованим странама које су

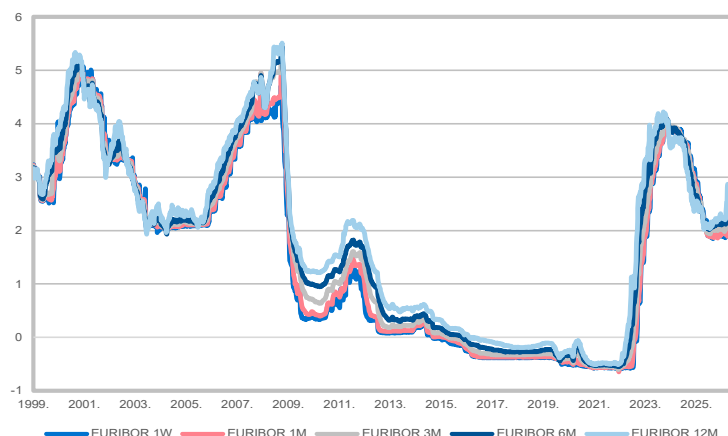
претплаћене на њихово добијање у реалном времену. Наредног дана подаци су доступни широј заинтересованој јавности на различитим интернет платформама.

Како се кретала висина каматних стопа EURIBOR?

Како би се на адекватан начин сагледали фактори који утичу на кретање каматне стопе *EURIBOR*, у овом поглављу биће размотрено и кретање каматних стопа *EURIBOR* у периоду од почетка објављивања дневних података до последњих расположивих података, те ће у наставку бити анализирани подаци за период од 1. јануара 1999. до 31. јула 2026. године.

EURIBOR се у првим данима кретао у распону од око 3%, а у наредним месецима уочен је тренд раста свих стопа, при чему је вредност дванаестомесечне стопе износила чак 5,3%. У првим годинама 2000-их забележен је пад каматних стопа. У периоду уочи Светске економске кризе 2008. године остварен је до тада највећи раст, када су забележене и највеће историјске вредности *EURIBOR*-а, при чему је дванаестомесечна стопа достигла 5,5%. У наредним месецима бележи се нагли пад стопа, с обзиром на колапс финансијског система и пад поверења у банкарски систем. Након периода пораста стопа до нивоа од око 2%, од средине 2010-их забележене су негативне стопе и достигнут је историјски најнижи ниво *EURIBOR*-а, а у једном тренутку једномесечна стопа износила је свега -0,65%. Тренд негативних каматних стопа настављен је током наредних неколико година, упркос забележеном порасту у периоду избијања кризе изазване вирусом корона. Почетком 2022. године, по избијању рата у Украјини, каматне стопе изашле су из негативне зоне и бележиле нагли раст све до јесени 2023. године, када су достигле ниво од око 4%. Наредних месеци поново је забележен тренд пада свих стопа, а током лета 2025. године пад је заустављен, па су стопе биле на нивоу од око 2%. Такав тренд настављен је све до пролећа 2026. године, када се поново уочава благи пораст стопа, при чему дванаестомесечна стопа, која обухвата најдужи рок доспећа, крајем посматраног периода достиже вредност од близу 3%.

Графикон 1. **Кретање референтних каматних стопа *EURIBOR***
(недељни подаци, на годишњем нивоу, у %)



Извор: *Euribor Rates* (б.д.).

4. Теоријски преглед фактора који утичу на кретање *EURIBOR*-а

Како бисмо остварили темељну анализу фактора који утичу на кретање *EURIBOR*-а, неопходно је размотрити теоријску основу овог феномена и осврнути се на досадашња сазнања у пракси. Зато ћемо у овом поглављу с теоријског аспекта размотрити факторе који утичу на стопе и извршити преглед постојеће литературе која садржи емпиријске резултате у овој области.

С обзиром на то да је каматна стопа цена капитала на тржишту новца, њено кретање и висина одређени су понудом и тражњом за новцем (*Vilmunen, 2024*). Према *Juotasniemi (2026)*, на кретање каматних стопа утичу понуда и тражња за кредитима, инфлација и политика централне банке. У случају стопе *EURIBOR*, у питању је политика каматних стопа коју води ЕЦБ. Поред тога, утицај на висину каматних стопа има и ниво ликвидности у банкарском систему (*Gómez Yubero et al., 2026*), као и очекивања тржишта када је у питању будућа политика ЕЦБ-а. То је узроковано самом природом стопе *EURIBOR*, која је оријентисана ка будућности (*forward-looking*), нарочито у случају стопа с дужим роком доспећа (од три, шест и дванаест месеци). Тржиште може, у складу са очекивањима у погледу политике ЕЦБ-а у наредном периоду, унапред прилагодити висину поменутих стопа (*Juotasniemi, 2026*). Међу значајне факторе убрајају се и геополитичке тензије које повећавају неизвесност и аверзију инвеститора према ризику, те успоравају економију путем прекида ланаца снабдевања и других штетних ефеката по привреду (*European Central Bank, 2024*). Уочено је да ЕЦБ сматра да су геополитички ризици међу кључним претњама финансијској стабилности (*Juotasniemi, 2026*). У периодима геополитичких тензија, ЕЦБ настоји да одржи стабилност путем политике каматних стопа, што се одражава и на висину стопе *EURIBOR* (*Juotasniemi, 2026*).

Каматна стопа расте у случају раста тражње за новцем и кредитима и пораста инфлације, док пад тражње за новцем и пад цена утичу на смањење каматних стопа. Геополитичке тензије негативно се одражавају на висину каматних стопа, подижући њихов ниво.

Улога ЕЦБ-а биће посебно анализирана у наставку. Она води монетарну политику у Европској монетарној унији с главним циљем одржавања стабилности цена, односно одржавања инфлације на нивоу од 2% у средњем року. Ниска инфлација оборила би каматне стопе и успорила економску активност, док би висока инфлација довела до високих каматних стопа, што би се, такође, негативно одразило на кредитну активност и смањило тражњу за кредитима. Из тог разлога ЕЦБ одређује три каматне стопе којима настоји да утиче на тржиште новца и одржи стабилност цена. У питању су каматне стопе на депозитне олакшице – *DFR*, главне операције рефинансирања – *MRO* и маргиналне кредитне олакшице – *MLF*.

У наставку је опис поменутих стопа према ЕЦБ-у (б.д.):

- Каматна стопа на депозитне олакшице (*Deposit Facility Rate – DFR*)

То је каматна стопа по којој банке могу пласирати преконоћне депозите код ЕЦБ-а по унапред утврђеној стопи. Она теоријски представља доњу границу за висину стопе *EURIBOR*, с обзиром на то да ниједна банка неће бити спремна да понуди позајмицу по нижој стопи од оне по којој може пласирати депозит код ЕЦБ-а, имајући у виду да је пласирање депозита код ЕЦБ-а практично безризично.

- Главне операције рефинансирања (*Main Refinancing Operations – MRO*)

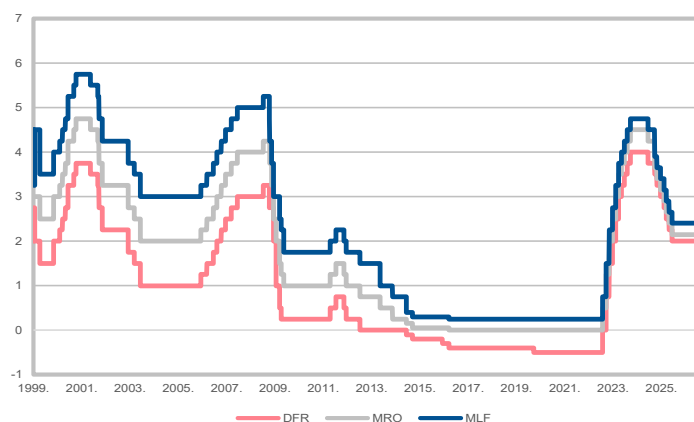
Пословне банке могу позајмити средства од ЕЦБ-а по овој стопи на рок од недељу дана, уз полагање прихватљивог колатерала (обезбеђења). На овај начин ЕЦБ управља ликвидношћу за период од седам дана. Ова стопа је виша од *DFR*-а.

- Маргинална кредитна олакшица (*Marginal Lending Facility – MLF*)

Као и *DFR*, и *MLF* је стопа која се односи на преконоћне трансакције, с тим што се у овом случају банке по овој стопи задужују код централне банке уз прихватљив колатерал. Ова стопа је виша од *MRO*-а и представља горњи праг каматних стопа, с обзиром на то да се ниједна банка неће задужити по вишој стопи од оне по којој може да се задужи код централне банке.

ЕЦБ је од увођења евра повећавала каматне стопе, да би средином 2000-их смањила стопе и одржавала их на стабилном нивоу. У периоду уочи Светске економске кризе 2008. године вођена је политика подизања референтних стопа, да би по избијању кризе те стопе биле драстично оборене ради поспешивања кредитне и економске активности. Током претходне деценије ЕЦБ је каматне стопе на депозитне олакшице држала на нивоу испод нуле, да би, услед пораста инфлације изазване енергетском кризом и ратом у Украјини, водила политику повећања каматних стопа како би ублажила поменуте негативне ефекте. Попуштање монетарне политике забележено је од средине 2024. године, а од марта 2024. године Управни савет ЕЦБ-а одлучио је да монетарну политику усмерава првенствено преко *DFR*-а. Последњих месеци долази до благог заоштравања монетарне политике услед неизвесности изазване поново енергетском кризом, овог пута због тензија у Ормуском мореузу и сукоба између Ирана и САД. Графички приказ кретања трију каматних стопа ЕЦБ-а налази се на следећем графикону.

Графикон 2. Кретање референтних каматних стопа Европске централне банке (шестонедељни подаци, на годишњем нивоу, у %)



Извор: ЕЦБ (б.д.).

Будући да је каматним стопама ЕЦБ-а одређен коридор кретања *EURIBOR*-а, можемо претпоставити да је главна детерминанта кретања и висине стопе *EURIBOR* управо монетарна политика ЕЦБ-а. Битну улогу имају и очекивања тржишта у погледу будуће политике ЕЦБ-а. Претпоставља се да ће стварна висина стопе *EURIBOR* бити одређена другим тржишним факторима, а не треба занемарити ни утицај нетржишних фактора, пре свега геополитичких тензија, које све више добијају на значају, с обзиром на њихову све већу учесталост, као и њихов утицај на економију.

5. Анализа утицаја фактора на кретање каматне стопе *EURIBOR*

У овом делу рада посвећујемо пажњу анализи утицаја фактора на кретање стопе *EURIBOR*. С обзиром на то да теорија указује на то да највећи утицај на висину стопе *EURIBOR* има монетарна политика ЕЦБ-а, у фокусу анализе биће управо утицај *DFR*-а *MRO*. Поред тога, у анализи ће бити размотрен и утицај инфлације на кретање *EURIBOR*-а. Ради што прецизније оцене фактора који утичу на *EURIBOR*, биће размотрен и заједнички утицај инфлације, *DFR*-а и *MRO*-а.

5.1. Преглед постојеће литературе

У раду аутора *Abbassi & Linzert* (2011) разматран је утицај монетарне политике на кретање стопе *EURIBOR*, а у фокусу анализе су кретања пре и након Светске економске кризе 2008. године. Како се наводи у раду, у складу с добијеним резултатима, очекивана промена референтне каматне стопе од 25 базних поена довела је до повећања тромесечног *EURIBOR*-а за 17 базних поена, док су шестомесечни и дванаестомесечни *EURIBOR* повећани за 19 и 23 базна поена, респективно. Овим је потврђен снажан утицај монетарне политике на кретање каматних стопа. Ниска перзистентност у посматраном периоду указује на то да је ЕЦБ имала стабилну контролу над каматним стопама дужих рочности. Након избијања кризе забележени су различити резултати у односу на претходни случај. Поред тога што је појачана перзистентност *EURIBOR*-а код све три рочности, смањен је утицај монетарне политике ЕЦБ-а, будући да је очекивана промена референтне стопе од 25 базних поена резултовала повећањем све три посматране стопе *EURIBOR* за свега око 3 базна поена. Међутим, како су мере монетарне политике биле ефикасне у снижавању каматних стопа, закључено је да је пад утицаја ЕЦБ-а кроз канал референтних каматних стопа надокнађен успешном политиком управљања ликвидношћу на тржишту новца.

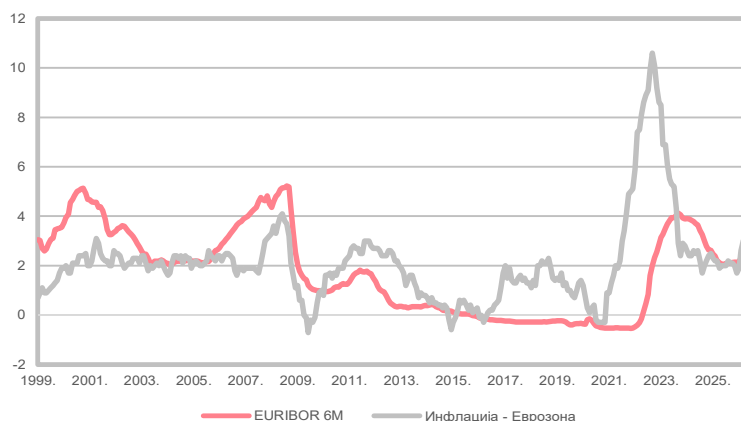
У раду аутора *Iommetti* (2025) анализиран је утицај инфлаторних притисака на монетарну политику ЕЦБ-а. Будући да монетарна политика утиче на висину *Euribor*-а, од значаја је разумевање фактора који утичу на кретање монетарне политике ЕЦБ-а. Подаци се односе на 2022. и 2023. годину, односно на период који карактеришу велики инфлаторни притисци који су уследили након кризе изазване вирусом корона, као и поремећаји у ланцу снабдевања узрокованих ратом у Украјини, у условима дотадашње експанзивне монетарне политике ЕЦБ-а. Висока вредност коефицијента детерминације $R^2 = 0,996$ указује на снажну везу између инфлаторних кретања и главне каматне стопе

на операције рефинансирања. С друге стране, у периоду када инфлација пада, а реална каматна стопа постаје позитивна, предиктивна моћ модела опада. Овим радом развијен је модел којим се могу предвидети каматне стопе ЕЦБ-а у специфичним условима када је инфлација повишена. На овај начин можемо закључити да је инфлација један од фактора који утичу на кретање стопе *EURIBOR*, уз очекивани посредан утицај преко монетарне политике ЕЦБ-а.

5.2. Утицај инфлације на кретање *EURIBOR*-а

Најпре ће бити размотрен утицај инфлације на кретање *EURIBOR*-а. Економска теорија претпоставља да ће раст општег нивоа цена у привреди подићи ниво каматних стопа на тржишту новца, а самим тим и вредност стопе *EURIBOR*-а. За потребе анализе биће коришћени подаци ЕЦБ-а о инфлацији на месечном нивоу, за област зоне евра, за посматрани период од јануара 1999. године до јула 2026. године. За исти посматрани период, у анализи биће коришћени подаци ЕЦБ-а о месечном кретању стопе *EURIBOR* с рочношћу од шест месеци (*EURIBOR 6M*).

Графикон 3. Кретање *EURIBOR 6M* и мг. инфлације у зони евра
(месечни подаци, на годишњем нивоу, у %)



Извор: ЕЦБ (б.д.).

Посматрањем крива кретања инфлације и шестомесечног *EURIBOR*-а уочава се да обе променљиве показују сличне трендове: раст инфлације прати раст *EURIBOR*-а, док се с падом инфлације бележи и пад *EURIBOR*-а. Нарочито је значајно уочити да се у периоду када инфлација почиње нагло да расте, средином 2021. године, бележи и нешто каснији раст *EURIBOR*-а. Међутим, графикон указује и на то да постоје одређена одступања од усаглашености кретања две променљиве, нарочито у периоду између 2015. и 2020. године, када инфлација бележи фазе раста, релативне стагнације и опадања, док код шестомесечног *EURIBOR*-а уочавамо релативно непроменљиво кретање у целом посматраном периоду. Ову појаву можемо објаснити готово непромењеном политиком ЕЦБ-а у истом периоду, у оквиру које су, упркос инфлаторним притисцима, каматне стопе задржане на скоро истом нивоу, што је утицало на то да и *EURIBOR* остане релативно непромењен. Монетарна политика ЕЦБ-а током 2021. и 2022. године показује да ЕЦБ није одмах реаговала на инфлаторне

притиске подизањем референтних стопа, што је довело до каснијег раста *EURIBOR*-а у односу на инфлацију.

Методологија и спецификација модела

Анализа користи месечне податке за зону евра у периоду од јануара 1999. до јула 2026. године. Након чишћења података и увођења временских помака (лагова), коначни узорак обухвата $N = 328$ опсервација.

Модел: Оцењен је ауторегресивни модел с дистрибуираним лаговима (у форми спецификације, где је зависна променљива шестомесечни *EURIBOR*, а независне инфлација с временском доцњом и сам *EURIBOR* с доцњом):

$$EURIBOR_t = \beta_0 + \beta_1 EURIBOR_{t-1} + \beta_2 INFLATION_{t-1} + \beta_3 INFLATION_{t-2} + \beta_4 INFLATION_{t-3} + \varepsilon_t$$

У формули је:

- $EURIBOR_t$ – зависна променљива *EURIBOR 6M*,
- β_0 – константа у моделу,
- $\beta_1 EURIBOR_{t-1}$ – утицај прошлог *EURIBOR*-а на текући *EURIBOR*,
- β_2 – процењени коефицијент уз инфлацију из претходног месеца,
- $INFLATION_{t-1}$ – вредност инфлације један месец раније,
- β_3 – процењени коефицијент уз инфлацију од пре два месеца,
- $INFLATION_{t-2}$ – вредност инфлације од пре два месеца,
- β_4 – процењени коефицијент уз инфлацију од пре три месеца,
- $INFLATION_{t-3}$ – вредност инфлације од пре три месеца,
- ε_t – стохастичка грешка.

Резултати анализе:

Табела 1. Резултати анализе утицаја инфлације на *EURIBOR 6M*

	Коеф.	Станд. грешка	<i>t</i> -статистика	<i>p</i> -вредност
Константа	-0,0516	0,013	-4,020	0,000
$EURIBOR_{t-1}$	0,990	0,005	215,065	0,000
$INFLATION_{t-1}$	0,078	0,023	3,320	0,001
$INFLATION_{t-2}$	0,017	0,037	0,456	0,649
$INFLATION_{t-3}$	-0,0631	0,024	-2,664	0,008

Извор: обрачун аутора у програмском језику *Python*.

Модел показује изузетно високу вредност коефицијента детерминације ($R^2 = 0,994$, прилагођени $R^2 = 0,994$), што је уобичајено за серије с јаком аутокорељационом структуром (прва доцња *EURIBOR*-а има коефицијент 0,9900, $t = 215,065$). Инфлација с првом доцњом остварује статистички значајан позитиван утицај, при чему је коеф. = 0,0780, док неробусни и робусни *p* износе 0,001 и 0,019, респективно. Друга доцња инфлације не остварује статистички значајан позитиван

ефекат (коэф. = 0,0170, уз $p = 0,649$, односно робусни $p = 0,676$), а трећа доцња показује негативан утицај са коэф. = -0,0631, уз $p = 0,008$, односно робусни $p = 0,029$.

Међутим, укупан утицај инфлације је статистички значајан

F-тест:

$$F = 26,45$$

$$p = 2,52 \times 10^{-15}$$

Тестира се хипотеза:

$$H_0 : \beta_{INF1} = \beta_{INF2} = \beta_{INF3} = 0$$

H_1 : најмање један од коефицијената није једнак нули

С обзиром резултате F-теста уз $p < 0,001$, одбацује се нулта хипотеза и потврђује да укупна инфлација значајно утиче на кретање шестомесечног *EURIBOR*-а.

Дијагностика модела и робусност

Приликом дијагностиковања модела утврђена је висока мултиколинеарност, будући да су вредности *VIF*-а за доцње инфлације повишене (између 30 и 77), што је честа појава код узастопних доцњи макроекономских временских серија, али је модел задржан ради сагледавања укупне динамике дистрибуираних доцњи.

Аутокорелација и хетероскедастичност:

Breusch-Godfrey-ов тест указује на присуство аутокорелације у резидуалима ($p < 0,001$), док *Breusch-Pagan*-ов тест показује присуство хетероскедастичности, уз $p < 0,001$.

Ради уклањања утицаја хетероскедастичности на статистичко закључивање, примењене су *HC3* робусне стандардне грешке. У моделу с робусним стандардним грешкама закључци остају непромењени, јер коефицијенти уз $INFLATION_{t-1}$ - $p = 0,019$ и $INFLATION_{t-2}$ - $p = 0,029$ остају статистички значајни.

У наставку је општом формулом дефинисан краткорочни допринос инфлације *EURIBOR*-у у времену t ($DINF_t$):

$$DINF_t = \beta_2 INFLATION_{t-1} + \beta_3 INFLATION_{t-2} + \beta_4 INFLATION_{t-3}$$

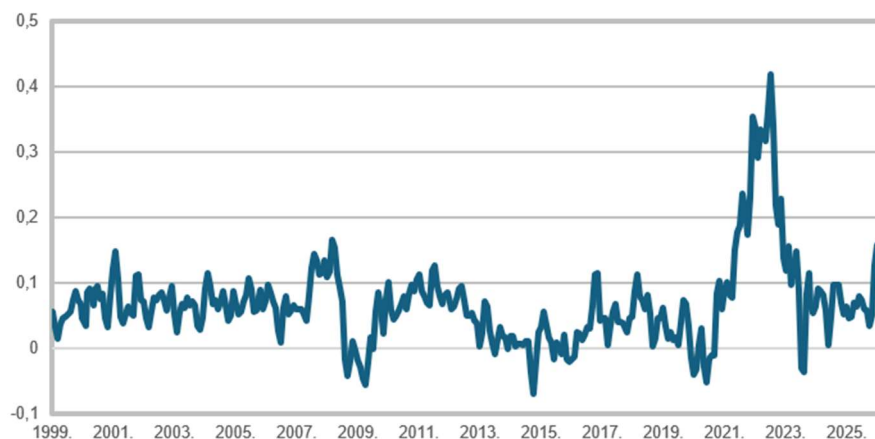
Укључивањем процењених коефицијената уз три доцње инфлације из Табеле 1 добијамо експлицитни облик једначине:

$$DINF_t = 0,078 * INFLATION_{t-1} + 0,017 * INFLATION_{t-2} - 0,0631 * INFLATION_{t-3}$$

На графикону који следи приказан је процењени краткорочни допринос инфлације *EURIBOR*-у изражен у процентним поенима. Уочено је да је током већег дела посматраног периода допринос позитиван и креће се у распону од око 0,03 до 0,12, а да је највећи утицај од око 0,42 забележен крајем новембра 2022. године, непосредно након што је инфлација достигла врхунац и почела да опада. На основу свега поменутог, можемо закључити да инфлација има статистички значајан утицај на кретање *EURIBOR*-а, уз претпоставку да је тај утицај посредан, с обзиром на улогу монетарне

политике ЕЦБ-а, која, како је поменуто, дефинише коридор за кретање каматних стопа, а монетарна политика ЕЦБ-а у многоме зависи од кретања инфлације.

Графикон 4. **Процењени допринос инфлације *EURIBOR 6M***
(месечни подаци, у процентним поенима)



Извор: обрада аутора у програмском језику *Python*.

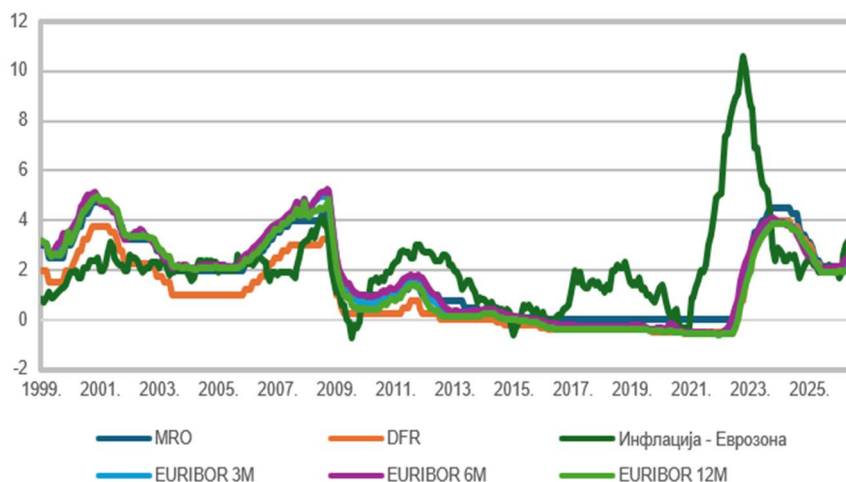
5.3. Утицај *DFR*-а, *MRO*-а и инфлације на кретање *EURIBOR*-а

У наставку ће бити анализиран утицај каматних стопа ЕЦБ-а на кретање тромесечног, шестомесечног и дванаестомесечног *EURIBOR*-а заједно са утицајем инфлације. Међутим, на графикону који следи уочава се сличан тренд свих посматраних променљивих, а посебно усаглашеност кретања *EURIBOR*-а с кретањем каматних стопа ЕЦБ-а.

У периоду ограничене ликвидности *MRO* је била главна референтна стопа, а након 2015. године и периода обилне ликвидности све више на значају добија *DFR*. Одлуком Управног савета ЕЦБ-а од марта 2024. године монетарна политика усмерава се првенствено преко *DFR*-а (*European Central Bank*, 2024). С обзиром на наведено, у раду је независна променљива означена као *ECB* стопа, при чему су за период од јануара 1999. године до децембра 2014. године коришћени подаци референтне каматне стопе *MRO*, док су за период од јануара 2015. године до јула 2026. године коришћени подаци референтне каматне стопе *DFR*.

У анализи су коришћени месечни подаци за зону евра у периоду од јануара 1999. до јула 2026. године. Коначни узорак након прилагођавања за потребе оцењивања модела обухвата $N = 331$ опсервацију. За анализу је примењен *ARDL* модел (*Autoregressive Distributed Lag Model*) – ауторегресиони модел с дистрибуираним доцњама.

Графикон 5. Кретање *EURIBOR 3M*, *EURIBOR 6M*, *EURIBOR 12M*, инфлације у зони евра, *DFR* и *MRO* (месечни подаци, на годишњем нивоу, у %)



Извор: ЕЦБ (б.д.).

Утицај на *EURIBOR 3M*

На основу аутоматске селекције ($AIC = -670,109$) и информационих критеријума ($BIC = -620,799$), као и уз ниску стандардну девијацију иновација од 0,084, оцењен је *ARDL* (3, 3, 3) модел, где је зависна променљива тромесечни *EURIBOR*, док су независне променљиве *EURIBOR* с доцњом, инфлација у зони евра и референтна каматна стопа ЕЦБ-а (*ECB*, која комбинује *MRO* и *DFR*). Вредности *VIF* за инфлацију и каматну стопу ЕЦБ-а износе 1,698, знатно испод референтне вредности од 5, чиме се потврђује да у моделу не постоји проблем мултиколинearности.

$$EURIBOR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)} + \sum_{j=0}^3 \beta_j ECB_{(t-j)} + \sum_{k=0}^3 \gamma_k INF_{(t-k)} + \varepsilon_t$$

У формули је:

- $EURIBOR_t$ – зависна променљива *EURIBOR 3M* у периоду t ,
- α_0 – константа у моделу,
- $\sum_{i=1}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)}$ – ауторегресиони део модела који приказује утицаје *EURIBOR*-а из прошлог периода, два периода раније и *EURIBOR*-а три периода раније на текући *EURIBOR*, док ϕ_i представља коефицијенте утицаја тих вредности,
- $\sum_{j=0}^3 \beta_j ECB_{(t-j)}$ – део модела који приказује утицаје каматне стопе ЕЦБ-а из прошлог периода, два периода раније и каматне стопе три периода раније на текући *EURIBOR*, док β_j представља коефицијент утицаја тих вредности,

- $\sum_{k=0}^3 \gamma_k INF_{(t-k)}$ – део модела који приказује утицаје инфлације из прошлог периода, два периода раније и инфлације три периода раније на текући *EURIBOR*, док γ_k представља коефицијент утицаја тих вредности,
- ε_t – стохастичка грешка.

Табела 2. Резултати анализе утицаја инфлације и каматних стопа ЕЦБ-а на *EURIBOR 3M*

	Коеф.	Станд. грешка	z-статистика	p-вредност
α_0	0,0009	0,009	0,104	0,917
<i>EURIBOR</i> _{t-1}	1,2252	0,059	20,763	0,000
<i>EURIBOR</i> _{t-2}	-0,4472	0,088	-5,093	0,000
<i>EURIBOR</i> _{t-3}	0,1519	0,054	2,827	0,005
<i>ECB</i> _t	0,3613	0,039	9,324	0,000
<i>ECB</i> _{t-1}	-0,0282	0,054	-0,519	0,604
<i>ECB</i> _{t-2}	-0,0533	0,054	-0,995	0,321
<i>ECB</i> _{t-3}	-0,2087	0,044	-4,789	0,000
<i>INF</i> _t	0,0335	0,015	2,212	0,028
<i>INF</i> _{t-1}	-0,0145	0,024	-0,609	0,543
<i>INF</i> _{t-2}	-0,0002	0,024	-0,009	0,993
<i>INF</i> _{t-3}	-0,0168	0,015	-1,093	0,275

Извор: обрада аутора у програмском језику *Python*.

Резултати у Табели 2 указују на то да коефицијент с вредношћу од 0,0009 и уз $p = 0,917$ нема статистички значајан утицај на *EURIBOR 3M*. Уз све три ниске вредности p , ендогена варијабла има значајан утицај на сопствену вредност, при чему је утицај у првој и трећој доцњи позитиван (1,2252 и 0,1519), док је код друге доцње израчунат негативан утицај од -0,4472. Текућа вредност каматне стопе ЕЦБ-а има снажан и статистички значајан утицај, уз вредност коефицијента од 0,3613 и $p = 0,000$, као и њена вредност уз кашњење од три месеца (коеф. = -0,2087; $p = 0,000$). Вредност уз прву и другу доцњу нема значајан утицај на *EURIBOR 3M*. Текућа вредност инфлације благо и статистички значајно утиче на вредност *EURIBOR*-а, док вредности с кашњењима немају значајан утицај.

Приликом спровођења теста граница коинтеграције (*Bounds Test*) израчуната је вредност F -статистике у износу од 3,819, што је изнад горње критичне вредности за уобичајене нивое значајности. Доња p -вредност износи 0,021, док горња p -вредност износи 0,092, чиме су потврђени ограничени докази о постојању коинтеграционе везе између тромесечног *EURIBOR*-а, монетарне политике ЕЦБ-а и инфлације у зони евра.

Резултати оцене *ECM* (*Error Correction Model*) модела показују да коефицијент корекције грешке (уз *EURIBOR 3M*_{t-1} у *ECM* моделу) износи -0,0702 ($p = 0,001$), што

указује на то да постоји негативан, стабилан и статистички значајан, али спор механизам прилагођавања ка дугорочној равнотежи, динамиком од око 7% на месечном нивоу.

Краткорочни ефекат *ECB* стопе у *ECM* моделу: $0,3613 + 0,2620 + 0,2087 = 0,8320$

Повећање *ECB* стопе за 1 процентни поен у кратком року од неколико месеци повећава *EURIBOR 3M* за приближно 0,83 процентна поена, док је само утицај текуће инфлације значајан.

Коинтеграциона једначина гласи:

$$EURIBOR\ 3M_t = 0,013 + 1,014 * ECB_t + 0,029 * INF_t$$

Дугорочно повећање *ECB* стопе за 1 процентни поен повећава *EURIBOR 3M* за приближно 1,01 процентни поен, док је утицај инфлације занемарљив.

Утицај на *EURIBOR 6M*

На основу информационих критеријума ($BIC = -644,353$) и аутоматске селекције ($AIC = -689,906$), оцењен је прави *ARDL* (2, 1, 5) модел, где је зависна променљива шестомесечни *EURIBOR*, док су независне променљиве *EURIBOR* с доцњом, инфлација у зони евра и референтна каматна стопа ЕЦБ-а (*ECB*, која комбинује *MRO* и *DFR*).

$$EURIBOR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)} + \sum_{j=0}^3 \beta_j ECB_{(t-j)} + \sum_{k=0}^3 \gamma_k INF_{(t-k)} + \varepsilon_t$$

У формули је:

- $EURIBOR_t$ – зависна променљива *EURIBOR 6M* у периоду t ,
- α_0 – константа у моделу,
- $\sum_{i=1}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)}$ – ауторегресиони део модела који приказује утицаје *EURIBOR*-а из претходног периода и *EURIBOR*-а два периода раније на текући *EURIBOR*, док ϕ_i представља коефицијенте утицаја тих вредности,
- $\sum_{j=0}^3 \beta_j ECB_{(t-j)}$ – део модела који приказује утицаје каматне стопе ЕЦБ из прошлог периода, два, три, четири и пет периода раније на текући *EURIBOR*, док β_j представља коефицијент утицаја тих вредности,
- $\sum_{k=0}^3 \gamma_k INF_{(t-k)}$ – део модела који приказује утицаје инфлације из прошлог периода и два периода раније на текући *EURIBOR*, док γ_k представља коефицијент утицаја тих вредности,
- ε_t – стохастичка грешка.

Табела 3. Резултати анализе утицаја инфлације и каматних стопа ЕЦБ-а на *EURIBOR 6M*

	Коеф.	Станд. грешка	z-статистика	p вредност
Константа	-0,0516	0,009	0,032	0,975
$EURIBOR_{t-1}$	1,3554	0,054	25,200	0,000
$EURIBOR_{t-2}$	-0,4175	0,054	-7,731	0,000
ECB_t	0,3033	0,040	7,665	0,000
ECB_{t-1}	0,0018	0,053	0,034	0,973
ECB_{t-2}	-0,1091	0,052	-2,080	0,038
ECB_{t-3}	-0,232	0,052	-4,439	0,000
ECB_{t-4}	-0,0243	0,053	-0,458	0,647
ECB_{t-5}	0,1206	0,036	3,353	0,001
INF_t	0,0469	0,014	3,247	0,001
INF_{t-1}	-0,0399	0,015	-2,727	0,007

Извор: обрада аутора у програмском језику *Python*.

Приликом спровођења теста граница коинтеграције (*Bounds Test*) израчуната је вредност *F*-статистике у износу од 4,978, што је изнад горње критичне вредности за уобичајене нивое значајности, док су обе *p* вредности ниже од стандардног прага значајности од 5% (доња *p*-вредност износи 0,00351, док горња *p*-вредност износи 0,0214). Тиме се одбацује нулта хипотеза о непостојању коинтеграције и потврђује постојање дугорочне стабилне равнотежне везе између шестомесечног *EURIBOR*-а, монетарне политике ЕЦБ-а и инфлације у зони евра.

Резултати оцене *ECM* (*Error Correction Model*) модела показују да коефицијент корекције грешке (уз $EURIBOR_{t-1}$ у *ECM* моделу) износи -0,0621 ($p = 0,001$), што указује на то да постоји негативан, стабилан и статистички значајан, али спор механизам прилагођавања ка дугорочној равнотежи динамиком од око 6,2% на месечном нивоу.

Утицај каматне стопе ЕЦБ-а: референтна каматна стопа централне банке има доминантан и статистички врло значајан утицај на кретање тржишних каматних стопа у кратком и дугом року, при чему текућа вредност има коефицијент од чак 0,3033, уз $p < 0,001$. Ако стопа ЕЦБ-а порасте за 1 процентни поен, *EURIBOR* у истом периоду приближно порасте за 0,3033 процентна поена.

Краткорочни ефекат *ECB* стопе у *ECM* моделу:

$$0,3033 + 0,2448 + 0,1356 - 0,0963 - 0,1206 = 0,4668$$

Повећање *ECB* стопе за 1 процентни поен у кратком року од неколико месеци повећава *EURIBOR 6M* за приближно 0,47 процентних поена, док је само утицај текуће инфлације значајан.

Утицај инфлације: Текућа вредност инфлације INF_t остварује статистички значајан позитиван краткорочни утицај уз коеф. = 0,0469, $p = 0,001$, док INF_{t-1} показује благи негативан ефекат уз коеф. = -0,0399, $p = 0,007$. То практично значи да, ако инфлација у текућем периоду порасте за 1 процентни поен, *EURIBOR* у истом периоду приближно порасте за 0,047 процентних поена.

Коинтеграциона једначина гласи:

$$EURIBOR_{6M_t} = 0,0051 + 0,9726 * ECB_t + 0,1127 * INF_t$$

Дугорочни ефекат ЕЦБ-а износи чак 0,97, где такође уочавамо јачи ефекат егзогене променљиве у дугом него у кратком року. Дугорочни ефекат инфлације износи приближно 0,113, што значи да је ефекат инфлације у дугом року јачи него у кратком року.

Применом селектованог *ARDL* (2, 1, 5) модела и спровођењем теста граница коинтеграције (*Bounds Test*), успешно је доказано постојање дугорочне равнотежне везе између посматраних променљивих. Оцена модела корекције грешке (*ECM*) открива стабилан механизам прилагођавања ка дугорочној равнотежи, при чему референтна каматна стопа ЕЦБ-а има доминантну улогу у одређивању кретања тржишних каматних стопа, па самим тим и *EURIBOR*-а. Такође, утврђено је да инфлација остварује статистички значајан краткорочни утицај на кретање *EURIBOR*-а, али уз мањи ефекат, што одговара стварном функционисању новчаног тржишта, где инфлација има посредан утицај преко монетарне политике, која директно утиче на висину каматних стопа, а која се прилагођава динамици инфлације. Стога можемо закључити да постоји значајна краткорочна и дугорочна повезаност између шестомесечног *EURIBOR*-а, инфлације у зони евра и референтне каматне стопе ЕЦБ-а.

Утицај на *EURIBOR 12M*

На основу аутоматске селекције ($AIC = -662,39$) и информационих критеријума ($BIC = -613,08$), оцењен је *ARDL* (3, 3, 3) модел, где је зависна променљива дванаестомесечни *EURIBOR*, док су независне променљиве *EURIBOR* с доцњом, инфлација у зони евра и референтна каматна стопа ЕЦБ-а (*ECB*, која комбинује *MRO* и *DFR*). Вредности *VIF* за инфлацију и каматну стопу ЕЦБ-а износе 1,7, што је знатно испод референтне вредности од 5, чиме се потврђује да у моделу не постоји проблем мултиколинеарности.

$$EURIBOR_t = \alpha_0 + \sum_{(i=1)}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)} + \sum_{(j=0)}^3 \beta_j ECB_{(t-j)} + \sum_{(k=0)}^3 \gamma_k INF_{(t-k)} + \varepsilon_t$$

У формули је:

- $EURIBOR_t$ – зависна променљива *EURIBOR 12M* у периоду t ,
- α_0 – константа у моделу,
- $\sum_{(i=1)}^3 \phi_i EURIBOR_{(t-i)}$ – ауторегресиони део модела који приказује утицаје *EURIBOR*-а из прошлог периода, два периода раније и *EURIBOR*-а три периода

раније на текући *EURIBOR*, док ϕ_i представља коефицијенте утицаја тих вредности,

- $\sum_{j=0}^3 \beta_j ECB_{(t-j)}$ – део модела који приказује утицаје каматне стопе ЕЦБ-а из прошлог периода, два периода раније и каматне стопе три периода раније на текући *EURIBOR*, док β_j представља коефицијент утицаја тих вредности,
- $\sum_{k=0}^3 \gamma_k INF_{(t-k)}$ – део модела који приказује утицаје инфлације из прошлог периода, два периода раније и инфлације три периода раније на текући *EURIBOR*, док γ_k представља коефицијент утицаја тих вредности,
- ε_t – стохастичка грешка.

Табела 4. Резултати анализе утицаја инфлације и каматних стопа ЕЦБ-а на *EURIBOR 12M*

	Коеф.	Станд. грешка	z-статистика	p-вредност
α_0	0,0002	0,009	0,027	0,978
<i>EURIBOR</i> _{t-1}	0,8616	0,055	15,583	0,000
<i>EURIBOR</i> _{t-2}	-0,0115	0,073	-0,158	0,875
<i>EURIBOR</i> _{t-3}	0,0713	0,049	1,456	0,147
<i>ECB</i> _t	0,5588	0,037	15,194	0,000
<i>ECB</i> _{t-1}	-0,0884	0,058	-1,516	0,130
<i>ECB</i> _{t-2}	-0,1356	0,057	-2,366	0,019
<i>ECB</i> _{t-3}	-0,2532	0,050	-5,104	0,000
<i>INF</i> _t	0,0256	0,015	1,676	0,095
<i>INF</i> _{t-1}	-0,0107	0,024	-0,443	0,658
<i>INF</i> _{t-2}	-0,0086	0,024	-0,356	0,722
<i>INF</i> _{t-3}	-0,0096	0,016	-0,617	0,538

Извор: обрада аутора у програмском језику *Python*.

Резултати у Табели 4 указују на то да коефицијент с вредношћу од 0,0002 и уз $p = 0,978$ нема статистички значајан утицај на *EURIBOR 12M*. Утицај ендегене варијабле у првом кашњењу на сопствену вредност значајан је и позитиван (коеф. = 0,8616, $p = 0,000$), док утицај друге и треће доцње није значајан. Текућа вредност каматне стопе ЕЦБ-а има снажан и статистички значајан утицај, уз вредност коефицијента од 0,5588 и $p = 0,000$, док је вредност другог и трећег кашњења значајна и негативна.

Приликом спровођења теста граница коинтеграције (*Bounds Test*) израчуната је вредност *F*-статистике у износу од 4,189, што је изнад горње критичне вредности за уобичајене нивое значајности. Доња p -вредност износи 0,0119, док горња p -вредност износи 0,0589, чиме су потврђени ограничени докази о постојању коинтеграционе везе између дванаестомесечног *EURIBOR*-а, монетарне политике ЕЦБ-а и инфлације у зони евра.

Резултати оцене *ECM* (*Error Correction Model*) модела показују да коефицијент корекције грешке (уз *EURIBOR 12M_{t-1}* у *ECM* моделу) износи $-0,0786$ ($p = 0,001$), што указује на то да постоји негативан, стабилан и статистички значајан, али спор механизам прилагођавања ка дугорочној равнотежи, динамиком од око 7,9% на месечном нивоу.

Краткорочни ефекат *ECB* стопе у *ECM* моделу: $0,5588 + 0,3887 + 0,2532 = 1,2007$

Повећање *ECB* стопе за 1 процентни поен у кратком року од неколико месеци повећава *EURIBOR 12M* за приближно 1,2 процентна поена, што показује да монетарна политика има снажнији утицај на висину *EURIBOR 12M* него *EURIBOR 3M*, а нарочито *EURIBOR 6M*.

Коинтеграциона једначина гласи:

$$EURIBOR\ 12M_t = 0,0025 + 1,038 * ECB_t + 0,041 * INF_t$$

Дугорочно повећање каматне стопе ЕЦБ-а за 1 процентни поен повећава *EURIBOR 12M_t* за приближно 1,04 процентна поена, док је утицај инфлације занемарљив.

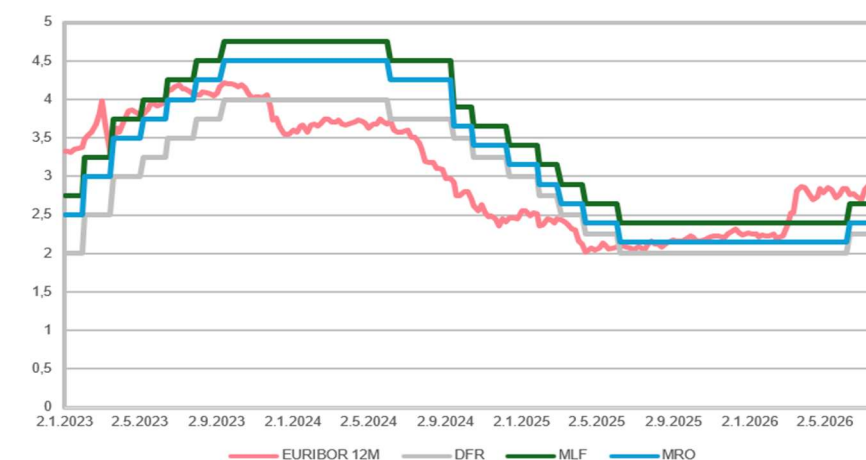
5.4. Други фактори који утичу на *EURIBOR*

Као што је раније у раду поменуто, стопе ЕЦБ-а представљају коридор у оквиру којег се крећу тржишне каматне стопе. Међутим, подаци приказани на графикону који следе указују на другачију ситуацију у пракси. На графикону су дати подаци о кретању дванаестомесечног *EURIBOR*-а и све три каматне стопе ЕЦБ-а. Уочено је одступање од теоријске претпоставке, те *EURIBOR* крајем 2023. године бележи вредности испод важећег *DFR*-а, док у првој половини текуће године бележи вредности изнад *MLF*-а, која се сматра горњом границом коју би у теорији *EURIBOR* требало да достигне.

Поставља се питање зашто се овакав исход јавља у пракси. Одговор можемо наћи у разматрању врсте посматране стопе и уважавању осталих фактора који утичу на *EURIBOR*. Наиме, како је поменуто, поред монетарне политике ЕЦБ-а, на вредност утичу и очекивања тржишта у погледу будуће монетарне политике, због чега се дешава да тржиште промени каматне стопе и пре званичне промене одлуке ЕЦБ-а. Тиме се може објаснити управо ситуација у којој је *EURIBOR* знатно испод доње границе коридора, јер је тржиште очекивало да ће ЕЦБ приступити монетарном попуштању и унапред реаговало смањењем стопе. С обзиром на то да посматрани *EURIBOR* има рачност од дванаест месеци, ту на посебан начин долази до изражаја очекивање тржишта да ће ЕЦБ у будућности смањивати референтне каматне стопе.

Другу занимљиву ситуацију уочавамо при посматрању података за текућу годину. У периоду геополитичких тензија, које нарочито утичу на цене енергената, уочена је реакција тржишта која се огледала у повећању стопе за једногодишње задуживање и пре него што је ЕЦБ почела да заштрава монетарну политику.

Графикон 6. Кретање *EURIBOR 12M*, *DFR*, *MRO* и *DLF*
(дневни подаци, на годишњем нивоу, у %)



Извор: Банка Финске (б.д.) и ЕЦБ (б.д.).

5.5. Укупна оцена резултата анализе

Резултати претходних анализа потврђују снажан утицај монетарне политике ЕЦБ-а на висину каматних стопа *EURIBOR* свих рочности. Иако је посматрањем утицаја инфлације на *EURIBOR* потврђено статистички значајно дејство инфлације, у моделу који укључује и монетарну политику уочено је да је примарни фактор кретања *EURIBOR*-а монетарна политика ЕЦБ-а. Занимљиво је пак да у краћим периодима посматрања кретање *EURIBOR*-а понекад одступа од коридора који је дефинисала ЕЦБ, што указује на то да на висину *EURIBOR*-а утичу и други фактори, као, на пример, очекивања тржишта и геополитичке тензије. Стога би за оцену будућег кретања обавезно требало пратити факторе који утичу на одлуку ЕЦБ-а и очекивања тржишта, с обзиром на то да стварни исходи зависе и од других чинилаца чији утицај често није познат и на чије се кретање не може утицати.

6. Закључак

На крају је потребно издвојити кључне налазе рада. Стопа *EURIBOR* је, и поред свих изазова у скоро три деценије дугој историји, и даље један од кључних показатеља на финансијском тржишту и дефинише цену многих поменутих финансијских производа, а у случају Србије то су најчешће стамбени кредити. Променом методологије обрачуна минимизиран је људски фактор, који је, као што је поменуто, негативно утицао на објективност података. Подаци добијени применом нове методологије имају већу репрезентативност и боље одражавају стварно стање на тржишту новца. Међу главним факторима који утичу на висину стопе *EURIBOR* свакако се издваја монетарна политика ЕЦБ-а, која дефинисањем три кључне стопе одређује коридор унутар којих се крећу тржишне каматне стопе, па тако и *EURIBOR*. Применом *ARDL* модела утврђено је да пораст стопа ЕЦБ-а од 1 процентног поена доводи до краткорочног пораста тромесечног *EURIBOR*-а од 0,83 процентна поена шестомесечног *EURIBOR*-а од 0,47 процентних

поена, а дванаестомесечног *EURIBOR*-а од чак 1,2 процентна поена. Овим је утврђено да монетарна политика ЕЦБ-а има снажнији утицај на дугорочне стопе. Поред наведеног, утврђено је да пораст инфлације у текућем периоду доводи до пораста шестомесечног *EURIBOR*-а од 0,047 процентних поена, док код тромесечног *EURIBOR*-а та вредност износи свега 0,03 процентна поена. Код дванаестомесечног *EURIBOR*-а вредност није статистички значајна. Овим се закључује да инфлација посредно утиче на *EURIBOR* преко утицаја на монетарну политику ЕЦБ-а. Као што је претходно наведено, међу факторима који опредељују кретање *EURIBOR*-а јесу и очекивања тржишта у погледу монетарне политике у будућем периоду, као и утицај геополитичких тензија на кретање каматних стопа и економију у целини. Стога би сви заинтересовани субјекти на банкарском тржишту и тржишту уопште који желе да приступе пројектовању будућих вредности стопа *EURIBOR* требало да у разматрање неизоставно укључе монетарну политику ЕЦБ-а, али и да прате нетржишне факторе који имају потенцијално значајан утицај, а то су пре свега геополитичке тензије. Овим радом дат је основни увид у факторе који утичу на стопе *EURIBOR*, а даља анализа поменутог феномена могла би да обухвати утицај других макроекономских показатеља, као и фактора који можда до сада нису били узети у обзир приликом анализе кретања *EURIBOR*-а.

Литература

- Abbassi, P., & Linzert, T. (2011). The effectiveness of monetary policy in steering money market rates during the recent financial crisis (ECB Working Paper Series No. 1328). European Central Bank.
- Bank of Finland. (б.д.). Euribor rates, daily values. Доступно на: https://www.suomenpankki.fi/en/statistics/data-and-charts/interest-rates/charts/korot_kuviot_en/euriborkorot_pv_chrt_en/
- Beck, T., Bruno, B. и Carletti, E. (2025). The impact of geopolitical shocks on banks' financial soundness in the Banking Union. European Parliament, Economic Governance and EMU Scrutiny Unit. Доступно на: [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/IDAN/2025/773718/ECTI_IDA\(2025\)773718_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/IDAN/2025/773718/ECTI_IDA(2025)773718_EN.pdf)
- European Central Bank. (2024). Supervisory priorities 2025–27. ECB Banking Supervision. https://www.bankingsupervision.europa.eu/framework/priorities/html/ssm.supervisory_priorities202412~6f69ad032f.en.html
- European Central Bank (ECB). (б.д.). Key ECB interest rates. Доступно на: https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.en.html
- European Central Bank (ECB). (2024). The Eurosystem's operational framework. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2024/html/ecb.sp240314~8b609de772.en.html>
- European Central Bank (ECB). (б.д.). Inflation. ECB Data Portal. Доступно на: <https://data.ecb.europa.eu/key-figures/inflation-and-other-prices/inflation>
- European Central Bank (ECB). (б.д.). FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR6MD_.HSTA. ECB Data Portal. Доступно на: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR6MD_.HSTA
- European Central Bank (ECB). (б.д.). FM.D.U2.EUR.4F.KR.DFR.LEV. ECB Data Portal. Доступно на: <https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.D.U2.EUR.4F.KR.DFR.LEV>
- European Central Bank (ECB). (б.д.). FM.D.U2.EUR.4F.KR.MRR_RT.LEV. ECB Data Portal. Доступно на: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.D.U2.EUR.4F.KR.MRR_RT.LEV
- European Central Bank (ECB). (б.д.). FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR1MD_.HSTA. ECB Data Portal. Доступно на: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR1MD_.HSTA
- European Central Bank (ECB). (б.д.). FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD_.HSTA. ECB Data Portal. Доступно на: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD_.HSTA
- European Money Markets Institute (EMMI). (б.д.). Euribor® methodology. Преузето са <https://www.emmi-benchmarks.eu/benchmarks/euribor/methodology/>
- European Securities and Markets Authority (ESMA). (б.д.). Governance structure. Преузето са <https://www.esma.europa.eu/about-esma/governance-structure>

- Euribor Rates. (б.д.). Historical Euribor rates. Доступно на: <https://euriborrates.com/historical-euribor>
- Gómez Yubero, M. J., Ollero García-Agulló, I., & Palomero Aguilar, M. (2026). Three decades of Euribor: Viability and prospects for future development. Occasional Paper. Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV).
- Iommetti, R. (2025). ECB Interest Rate Forecasting under High Inflation Pressures. SSRN Electronic Journal.
- Juotasniemi, H. (2026). Geopolitical risk and Eurozone interest rates: An event study of Euribor rates in response to COVID-19 and the Russia-Ukraine war (Bachelor's thesis, Aalto University School of Business).
- Lleshaj, L., & Kripa, D. (2021). Modeling Euribor rates volatility: Application of the GARCH model. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(6), 1332–1341.
- Ralinska, E. (2022). The End of the Negative Interest Rates. *Finance, Accounting and Business Analysis (FABA)*, 4(2), 118-128.
- Vilmunen, O. (2024). Studying the factors that determine the interest rates of Germany, France and Italy (Bachelor's thesis, Lappeenranta-Lahti University of Technology LUT).
- Народна банка Србије. (б.д.). Кредити. Твој новац. Доступно на: https://tvojnovac.nbs.rs/finansijski_proizvodi/kredit

CIP - Каталогизација у публикацији
Народна библиотека Србије, Београд

336.71

ЗБОРНИК радова / Народна банка
Србије ; главни и одговорни
уредник Јоргованка Табаковић. - 2021
(сеп.)- . - Београд : Народна
банка Србије, 2021- (Београд : Завод за
израду новчаница и кованог
новца - Топчидер). - 30 cm

ISSN 2787-3226 = Зборник радова
(Народна банка Србије)
COBISS.SR-ID 46532361