



Народна банка Србије

ЗБОРНИК РАДОВА

септембар
2025

09



Народна банка Србије

ЗБОРНИК РАДОВА

септембар
2025

09

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел. 011/3027-100

Тел. 011/333-8000

www.nbs.rs

Тираж: 65 примерака

ISSN 2787-3226

Главни и одговорни уредник:

др Јоргованка Табаковић, гувернер

Заменик главног и одговорног уредника:

др Жељко Јовић, вицегувернер

Чланови уређивачког колегијума:

Никола Драгашевић, вицегувернер

Саво Јаковљевић, генерални директор Сектора за економска истраживања и статистику

Дарко Ковачевић, генерални директор Сектора за финансијску стабилност

Дарко Стаменковић, генерални директор Сектора за контролу пословања банака

Мирјана Милетић, заменик генералног директора Сектора за економска истраживања и статистику

Мирко Ђукић, директор Одељења за текуће пројекције (*nowcast*) употребом масовних података, Сектор за економска истраживања и статистику

Техничка обрада:

Софија Вучетић, истраживач, Сектор за економска истраживања и статистику

Издавач:

Народна банка Србије

Штампа:

Завод за израду новчаница и ковачног новца – Топчидер

Уводна реч гувернера

Од објављивања првог Зборника радова Народне банке Србије проишле су тачно четири године. Са ове временске дистанце могу да кажем да смо кроз ову публикацију настојали да стручну јавност упознамо са истраживањима из различитих области и домена деловања Народне банке Србије – монетарне политике, макроекономије, финансијских тржишта, надзора банкарског система и платних система, покривајући широк спектар актуелних тема о којима се дискутује и на светском нивоу, уз примену напредних техника емпиријске анализе. Истраживачке активности у институцији коју водим дају добру основу за анализе утицаја различитих фактора и ризика на српску економију, као и за доношење одлука у овим турбулентним временима.

Исту праксу наставили смо и у овом броју Зборника. Једно од кључних питања за креаторе монетарне политике широм света последњих година односи се на ниво неутралне каматне стопе – односно на каматну стопу при којој монетарна политика нема ни рестриктиван ни експанзиван карактер. У првом раду у овом броју Зборника аутори оцењују ниво неутралне стопе за Србију за период 2008–2024, користећи више приступа – HLW модел, који повезује неутралну каматну стопу с производним потенцијалом; две верзије малих структурних модела који узимају у обзир и ефекат реалне апрецијације на ниво неутралне каматне стопе; векторски ауторегресиони модел с временски променљивим параметрима (TVP-VAR). Заједнички закључак је да је неутрална каматна стопа имала опадајући тренд у првим годинама након светске економске кризе из 2008. године, све до почетка 2014. године. Након тога, структурни модели који укључују реални девизни курс за оцену неутралне каматне стопе, као и TVP-VAR модел, указују на релативно ниску неутралну каматну стопу или чак и на наставак њене опадајуће путање. Заједничка карактеристика свих оцењених модела јесте та да је неутрална стопа у последње две године имала растући тренд. Ипак, према већини модела, реална неутрална стопа је и даље нижа од реалне репо каматне стопе и каматне стопе на међубанкарском тржишту новца BELIBOR.

Други рад у Зборнику бави се анализом утицаја фискалне политике на економску активност у Србији, с посебним фокусом на анализу асиметричности ефеката, односно на анализу тога да ли постоји разлика у јачини ефеката фискалне политике на економску активност у зависности од тога да ли је она експанзивнија или рестриктивнија. Применом нелинеарног ауторегресионог модела распоређених доцњи (енгл. NARDL), с контролним варијаблама (реални ефективни девизни курс, индекс потрошачких цена и референтна каматна стопа), утврђено је да фискална политика у Србији има симетричне ефекте и у кратком и у дугом року. Оцењени коефицијенти овог модела показују да повећање јавних расхода од 1% утиче на раст бруто домаћег производа за 0,55% у дугом

року, док смањење јавних расхода доприноси паду бруто домаћег производа за 0,47%. Ефекти фискалне политике на агрегатну тражњу сугеришу да контрациклични приступ – повећање државних издатака у периодима рецесије и рационализација у периодима експанзије – може допринети стабилнијем привредном расту, уз очување фискалне одрживости.

Као што се може видети, радови у новом Зборнику настављају да обрађују широк спектар тема. И у наредном периоду настојаћемо да представимо радове који укључују дубоке анализе веза између различитих економских и неекономских варијабли, уз примену сложених квантитативних техника и других аналитичких инструмената. Надамо се да ће ови радови допринети бољем разумевању макроекономских кретања, фактора који у великој мери утичу на процес доношења одлука монетарне политике, као и бројних питања и решења у оквиру осталих функција Народне банке Србије.



Др Јоргованка Табаковић, гувернер

СПИСАК РАДОВА:

ОЦЕНА НЕУТРАЛНЕ КАМАТНЕ СТОПЕ ЗА СРБИЈУ.....	5
АНАЛИЗА АСИМЕТРИЧНИХ ЕФЕКТА ФИСКАЛНЕ ПОЛИТИКЕ У СРБИЈИ	37

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

ОЦЕНА НЕУТРАЛНЕ КАМАТНЕ СТОПЕ ЗА СРБИЈУ

Јелена Момчиловић, Никша Кошутић, Мирјана Милетић

© Народна банка Србије, септембар 2025.

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 неутралне каматне стопе за Србију

Јелена Момчиловић, Никша Кошутић, Мирјана Милетић

Апстракт: Циљ овог рада је био оцена неутралне каматне стопе за Србију применом различитих метода и поређење добијених оцена. Анализа је рађена за период од претходних 17 година (2008–2024), а за оцену коришћени су следећи модели: *HLW* модел, две верзије тромесечних малих структурних модела који узимају у обзир и ефекат реалне апрецијације на ниво неутралне каматне стопе (тзв. *Penn* ефекат у економској литератури), као и векторски ауторегресиони модел с временски променљивим параметрима, *TVP-VAR*. Резултати анализе показују да укључивање реалног равнотежног девизног курса као објашњавајуће варијабле резултира нижом оценом неутралне каматне стопе у односу на *HLW* модел. Такође, према већини оцењених модела монетарна политика има и даље рестриктиван карактер.

Према свим оцењеним моделима, као што је то био случај и за друге земље, неутрална каматна стопа у Србији има опадајући тренд у првим годинама након светске економске кризе из 2008. године све до почетка 2014. године. Након тога, модели који укључују реални девизни курс за оцену неутралне каматне стопе, као и *TVP-VAR* модел, указују на релативно ниску неутралну каматну стопу или чак наставак њене опадајуће путање. Изузетак је *HLW* модел, према коме као резултат раста производног потенцијала и неутрална каматна стопа све до пандемије вируса корона има растући тренд. Заједничка карактеристика свих оцењених модела јесте да је неутрална стопа у последње две године имала растући тренд, али за већину модела (са изузетком *HLW* модела, који неутралну стопу оцењује на вишем нивоу) оцена неутралне (реалне) стопе је испод или око 1%.

Кључне речи: неутрална каматна стопа, монетарна политика, инфлација, производни јаз, реална апрецијација, мали структурни модел, *HLW* приступ

[JEL Code]: E47, E58, E37

Нетехнички резиме

У светској стручној литератури међу најактуелнијим темама издваја се тема неутралне каматне стопе. Њена важност произилази из чињенице да служи за оцену карактера монетарне политике. Приликом доношења одлука о мерама монетарне политике и оцене карактера монетарне политике није довољно знати само смер у коме ће бити промењена референтна каматна стопа. Да би се постигао жељени ефекат у циклусу монетарне политике, најчешће је неопходно кориговање референтне каматне стопе у више наврата, што може потрајати више месеци, па и година, како би њен ниво био адекватан за постизање жељеног ефекта на монетарне услове, а тиме и на ниво привредне активности и инфлацију. Зато је неопходно одредити ниво неутралне каматне стопе, која се најчешће дефинише као каматна стопа која је конзистентна са стабилном инфлацијом на циљу и с пуним коришћењем производних капацитета, тј. каматна стопа при којој монетарна политика нема ни рестриктиван ни експанзиван карактер.

Пре избијања пандемије вируса корона, номиналне, али и реалне каматне стопе централних банака нашле су се на изузетно ниском нивоу и у случају развијених земаља, али и земаља у успону. У таквим околностима све више се постављало питање да ли је тај пад био последица пада неутралне каматне стопе или константних економских шокова, што је отворило питање и самог нивоа неутралне каматне стопе. Исто тако, након наглог раста каматних стопа централних банака као одговора на повишену глобалну инфлацију након избијања пандемије вируса корона, отвара се питање шта ће бити с неутралном каматном стопом у наредном периоду, односно да ли је реално претпоставити да ће се она вратити на претпандемијски ниво.

Како је неутрална каматна стопа теоријски концепт и није каматна стопа коју директно одређују монетарне власти, нити каматна стопа по којој се обављају трансакције, она није мерљива величина и њен ниво се оцењује. Један од најчешће коришћених метода за оцену неутралне каматне стопе јесте *Laubach* и *Williams* (2003), односно *Holston, Laubach* и *Williams* (2017) приступ који повезује неутралну каматну стопу с производним потенцијалом. Међутим, код малих и отворених економија попут Србије, обично у периодима високог привредног раста и високих прилива капитала из иностранства долази до апрецијације реалног девизног курса, што је у економској теорији познато као *Penn* ефекат. Практично, поред приноса које је могуће остварити од производње, страни инвеститори остварују део приноса и од реалне апрецијације валуте земље у коју улажу.

Имајући у виду значај концепта неутралне каматне стопе за вођење монетарне политике, у овом раду оценили смо ниво неутралне каматне стопе за Србију за претходних 17 година (Т1 2008 – Т4 2024). Наша оцена се базира на неколико модела. Први модел, који иначе Народна банка Србије користи за средњорочну пројекцију инфлације, прилагођен је за оцену тренда реалне камате која укључује *Penn* ефекат, тј. и реални равнотежни девизни курс, као што се разматра у раду *Hlédik* и *Vlček* (2018). Други модел је према приступу који предлажу *Bulir* и *Vlček* (2024), где се такође укључује реални равнотежни девизни курс у мали структурни модел с четири основне једначине (једначину Филипсове криве, *IS* криве, једначину непокривеног каматног паритета и једначину Тејлоровог правила). Трећи је заснован на приступу *Holston, Laubach, Williams* (2017), који је базиран на вези реалне каматне стопе и производног потенцијала, и на крају је оцена *VAR* модела с временски променљивим параметрима, *TVP-VAR*.

Оцене неутралне каматне стопе за Србију применом наведених метода углавном се слажу до почетка 2014. године и имају опадајући тренд, што је била и карактеристика западних земаља, као и у остатку региона средње и југоисточне Европе, пре свега услед смањеног производног потенцијала и ниских инвестиција. Након тога, модели који укључују реални девизни курс за оцену неутралне каматне стопе, као и *TVP-VAR* модел, указују на релативно ниску неутралну каматну стопу или чак наставак њене опадајуће путање. За разлику од тога, према *HLW* моделу, неутрална каматна стопа бележи растући тренд све до пандемије вируса корона, који је пре свега узрокован растом производног потенцијала. Заједничка карактеристика свих оцењених модела јесте да је неутрална стопа у последње две године имала растући тренд, али за већину модела (са изузетком *HLW* модела) оцена неутралне (реалне) стопе је испод 1%. Резултати анализе су показали да је за оцену неутралне каматне стопе Србије адекватније користити моделе који узимају у обзир и ефекат реалне апрецијације, јер је оцена добијена *HLW* моделом прилично волатилна за посматрани период, нарочито ако се има у виду да је Србија у анализираном периоду остварила значајан прилив страних директних инвестиција и да су иностране компаније део приноса остваривале и реалном апрецијацијом динара.

Садржај:

1. Увод.....	10
2. Преглед литературе.....	12
3. Методологија оцењивања неутралне каматне стопе.....	15
3.1. Оцењивање неутралне каматне стопе применом <i>HLW</i> приступа.....	15
3.2. Оцењивање неутралне каматне стопе применом модификованог <i>HLW</i> приступа (<i>Bulíř</i> и <i>Vlček</i>).....	16
3.3. Оцењивање неутралне каматне стопе применом <i>Taylor</i> -овог правила.....	17
3.4. Модификовано правило непокривеног каматног паритета	18
4. Оцена неутралне каматне стопе за Србију	18
4.1. Опис варијабли коришћених у анализи и период анализе	18
4.2. Резултати оцене.....	20
4.2.1. Резултати <i>QPM</i> модела	20
4.2.2. Резултати <i>HLW</i> модела.....	30
4.2.3. Резултати <i>TVP-VAR</i> модела	31
5. Закључак.....	33
Литература	35

1. Увод

Након избијања пандемије вируса корона знатно су повећани глобални инфлаторни притисци, што је резултирало заостравањем монетарних политика већине централних банака у свету. Истовремено, повећан је и ниво јавног дуга у многим земљама, с обзиром на то да су пружани знатни фискални подстицаји како би се привреде што пре опоравиле од пандемије. Претходно, у периоду пре пандемије многе економије су забележиле знатан пад реалних каматних стопа, што је још тада покренуло дебату о томе да ли је такав тренд резултат фундаменталног смањења неутралне каматне стопе (r^*) или је пак последица шокова у економији. Будући да је период од избијања пандемије узроковао раст камата, питање о нивоу неутралне камате добило је додатно на значају у вођењу монетарне политике. Због тога је интересовање централних банака за ову тему знатно повећано у претходних неколико година.

Неутрална каматна стопа се оцењује из два кључна разлога. Прво, оцена неутралне каматне стопе омогућава процену карактера монетарне политике и, друго, указује ком нивоу каматне стопе треба да конвергирају у дугом року. На тај начин неутрална каматна стопа има значајну улогу и у комуникацији централне банке с јавношћу и може да допринесе усидравању инфлационих очекивања око инфлационог циља. Како држава обично отплаћује своје обавезе по основу кредита и емитованих обвезница у дужем периоду, концепт неутралне каматне стопе је значајан и за фискалну политику, с обзиром на то да може помоћи у одређивању укупних трошкова финансирања државе и оцени одрживости јавног дуга земље.

Концепт неутралне каматне стопе је у економску теорију увео *Wicksell* (1936), дефинишући је као стопу која је у складу са стабилним нивоом цена, док га је у модерну макроекономску теорију увео *Woodford* (2003), повезујући је с правилом монетарне политике у оквиру новокејнзијанске парадигме.

Према једној од најчешће коришћених дефиниција, неутрална каматна стопа представља каматну стопу која ће доминирати у дугом року у одсуству флуктуација производног циклуса, тј. каматна стопа која је конзистентна са стабилном инфлацијом на циљу и с пуним коришћењем производних капацитета [*Borio*, 2021]. Практично, то је каматна стопа при којој монетарна политика нема ни рестриктиван ни експанзиван карактер. Потцењивање неутралне каматне стопе доводи до прегревања економије и раста инфлације јер монетарна политика има експанзивнији карактер него што би требало, док прецењивање неутралне стопе за последицу има раст незапослености и успоравање привредног раста. Према другој дефиницији, то је каматна стопа која уравнотежује ниво инвестиција и штедње.

Неутрална стопа се обично поистовећује с дугорочном равнотежном каматном стопом и с природном каматном стопом (r^*), мада постоје одређене разлике ако се пође од њене дефиниције. Неутрална каматна стопа је више оријентисана на средњи рок, када и даље постоје ефекти економских шокова које није могуће потпуно изоловати, док

дугорочна каматна стопа (природна каматна стопа) зависи само од структурних фактора. У дугом року неутрална каматна стопа тежи природној каматној стопи.

Неутрална каматна стопа је аналитички концепт и није каматна стопа за коју су доступни подаци и која се може опазити, већ се она оцењује на основу кретања економских фундамената који је одређују, попут производног потенцијала, продуктивности, демографских фактора, односа штедње и инвестиција, премије ризика, фискалних показатеља и др. У принципу, они фактори који доводе до раста штедње и смањења инвестиција доприносе нижој неутралној каматној стопи. Тако нижи производни потенцијал доводи до нижих инвестиција јер утиче на нижу маргиналну стопу приноса капитала, што повећава штедњу. Такође, дужи животни век повећава штедњу, а у супротном смеру делује раст радно способног становништва у укупном становништву. У правцу веће штедње делују и финансијски фактори, попут веће премије ризика земље, као и перманентно већи фискални дефицит и јавни дуг који изискују фискалну консолидацију. У истом смеру делује и раст неједнакости доходака, јер је већа склоност ка штедњи код становништва с вишим нивоом дохотка. Нижа продуктивност утиче и на нижу неутралну каматну стопу, јер смањује производни потенцијал, а тиме и склоност ка инвестирању.

Због различитих метода оцене неутралне каматне стопе, који често дају и прилично различите оцене, није лако и с прецизношћу оценити колика је стварно неутрална каматна стопа. Такође, с обзиром на то да зависи од више фактора, она није константна, већ се мења током времена, али свакако знатно спорије од каматне стопе чији ниво утврђује централна банка. Штавише, неутрална каматна стопа генерално не зависи од одлука монетарне политике, јер је монетарна политика неутрална у дугом року и не утиче на реалне макроекономске величине.

Прву групу модела за оцену неутралне каматне стопе чине структурни модели и економетријски модели. Један од најчешће коришћених метода за оцену неутралне каматне стопе који спада у ову групу модела јесте *Laubach* и *Williams* (2003), односно *Holston, Laubach* и *Williams* (2017) приступ на бази малог структурног нововејнзијанског модела. Према овом моделу неутрална каматна стопа добија се комбиновањем реалне каматне стопе и производног јазу кроз тзв. *IS* криву за затворену економију, као и производног јазу и инфлације кроз Филипсову криву. При томе, применом овог метода раздвајају се тренд и циклична компонента, а неутрална каматна стопа и производни потенцијал представљају тренд компоненте каматне стопе и производне активности. Применом овог приступа оцењена је неутрална каматна стопа Система федералних резерви и многих других централних банака, чак и малих отворених економија. Друга група модела је базирана на перцепцији финансијских тржишта, где неутрална каматна стопа представља очекивану реалну каматну стопу добијену на основу временске структуре номиналних и реалних каматних стопа, тј. коригованих за временску премију. Трећу групу метода чине анкете у којима се професионални процењивачи директно питају о томе колики ниво каматних стопа централних банака и инфлације очекују у дугом року, те се на бази разлике медијана ових процена добија оцена неутралне каматне стопе.

Економисти се слажу са оценом да је претходних деценија неутрална каматна стопа имала опадајући тренд и да је у периоду непосредно пре пандемије вируса корона била на историјски најнижем нивоу. На пад неутралне каматне стопе у претходне 3–4 деценије у развијеним земљама и појединим земљама у успону највише су утицали демографски фактори и смањена укупна факторска продуктивност, док су специфични фактори деловали на постојање разлика у нивоу. Притом, и каматне стопе централних банака у претпандемијском периоду достизале су најнижи ниво. Ипак, како су након јачања глобалних инфлаторних притисака централне банке заостравале монетарне политике, поставља се питање да ли је и неутрална каматна стопа у тим земљама расла и какав се ниво неутралне каматне стопе може очекивати у наредном периоду. И око тих питања не постоји консензус економиста. Већина аналитичара слаже се да је мало вероватно да би неутрална каматна стопа у наредном периоду могла да падне испод нивоа на ком је била пре пандемије, а поједини сматрају и да би чак могла порасти. Као фактори који би могли да подстакну раст неутралне стопе наводе се понуда сигурне активе, слабљење неких од покретача неједнакости доходака и раст инвестиција неопходних за транзицију ка зеленој економији.

Имајући у виду значај овог концепта за вођење монетарне политике, у овом раду смо оценили ниво неутралне каматне стопе за Србију за претходних 17 година. Наша оцена на се базира на неколико модела. Први је модел који Народна банка Србије користи за средњорочну пројекцију инфлације прилагођен за оцену тренда реалне камате слично као у раду *Hlédik и Vlček* (2018). Други је према приступу и моделу који предлажу *Bulir и Vlček* (2024), а трећи према приступу *Holston, Laubach, Williams* (2017). На крају, неутралну каматну стопу оценили смо и применом *TVP-VAR* модела.

Радни папир је структуриран на следећи начин. У поглављу након уводних разматрања дат је преглед литературе која се односи на оцену неутралне каматне стопе за друге земље. У оквиру трећег поглавља представљени су различити концепти у оцени неутралне камате, од којих смо неке користили за нашу оцену неутралне каматне стопе. Четврто поглавље се бави анализом добијених резултата за Србију. На крају су дата закључна разматрања.

2. Преглед литературе

Многе централне банке се баве оценом неутралне каматне стопе. Као што је претходно наведено, интересовање за ову тематику је нарочито повећано у претходне три године, када су готово у свим земљама света знатно појачани инфлаторни притисци, те су централне банке реаговале заостравањем монетарних политика. Структурни модели који се користе за оцену неутралне каматне стопе у суштини се могу поделити у две основне групе модела – модели опште равнотеже, у које спадају и *DSGE*, који неутралну каматну стопу оцењују као стопу приноса на капитал када су штедња и инвестиције у равнотежи, и полуструктурни модели, обично новокејнзијански модели, који полазе од релација основних макроекономских величина оцењених помоћу економетријских техника, у које спада и *Holston, Laubach, Williams (HLW)* модел.

Као што је претходно наведено, највећи број емпиријских анализа заснован је на *Laubach-Williams* моделу (*LW*), који је првобитно коришћен за оцену неутралне каматне стопе и производног потенцијала за САД за период 1960–2000. године. Применом Калмановог филтера утврђено је да је неутрална каматна стопа знатно варирала у том периоду. Затим су *Holston, Laubach* и *Williams* (2017) оценили поново овај модел и проширили анализу на Канаду, зону евра и Велику Британију, при чему су резултати анализе указали на пад неутралне каматне стопе у периоду 1990–2016. године, као и да значајну улогу у кретању неутралне каматне стопе имају и глобални фактори.

HLW метод је примењиван и у многим другим емпиријским анализама [на пример, *Berger* и *Kempra* (2014); *Armeliu* и др. (2018)]. Према оцени ММФ-а (*WEO* 2023), која је заснована на *HLW* и *Platzer* и *Peruffo* (2022) методу, неутрална каматна стопа је у већини највећих економија (САД, Велика Британија, Јапан, Немачка, Француска, Бразил, Кина и Индија) у претходне четири деценије бележила знатан пад. Такође, према оценама, неутрална каматна стопа ће у развијеним земљама конвергирати ка стопама које су бележене у претпандемијском периоду, али колико ће бити близу тих нивоа, зависиће од тога каква ће бити фискална политика, јер висок ниво јавног дуга и фискалне потрошње доводи до раста каматних стопа и истовремено појачава потребу за фискалном консолидацијом. ММФ пројектује да ће старење популације допринети смањењу неутралне каматне стопе у земљама у успону, те да ће у наредних 30 година неутрална каматна стопа у Кини опасти за 1,5 процентних поена и 2050. године кретаће се око нултог нивоа. *Brand, Lisack* и *Mazelis* (2025) оценили су реалну неутралну каматну стопу ЕЦБ-а на бази различитих метода, укључујући и три варијанте *HLW* метода и добили за резултат да се оцене знатно разликују у зависности од тога који се метод оцене користи. Према овим оценама, реална неутрална каматна стопа налази се у распону –0,5–0,5%, што имплицира да је номинална неутрална каматна стопа у распону 1,75–2,25%, што је ниже од претходне оцене, када је процењено да је у распону 1,75–3%. Неутралну каматну стопу за зону евра за последњих 50 година оценио је и *Carvalho* (2023) коришћењем *HLW* метода који је прилагођен за период пандемије и који је модификован тако да укључује и инфлациона очекивања у оцену неутралне стопе. Резултати ове анализе указују на то да је неутрална каматна стопа снижена с нивоа од око 3% почетком 1970-их на ниво од око 0,5% 2022. године. Неутрална каматна стопа нарочито је смањена након светске финансијске кризе 2008. године, на шта су утицали пад производног потенцијала и смањена укупна факторска продуктивност, али и неповољни демографски фактори и повећана аверзија према ризику, нарочито након кризе јавног дуга у појединим земљама зоне евра.

У неколико емпиријских студија коришћени су *VAR* модели за оцену неутралне каматне стопе. Тако су *Del Negro* и др. (2017) оценили неутралну каматну стопу за САД за период између 1960-их и 2010-их и установили да су њеном паду допринели смањење економске активности и повећан степен конвергенције у приносима на сигурну и ликвидну активу. Потом је анализа *Del Negro* и др. (2019) проширена на седам развијених земаља и утврђено је да су од 1970-их година каматне стопе у овим земљама имале сличан тренд као у САД. *Cesa-Bianchi* и др. (2022) проширили су анализу на панел од 31 земље за период 1950–2015. и оценили да је просечна равнотежна реална каматна

стопа повећана са 1,25% средином 1950-их на 2,75% средином 1970-их, а да је од тада била у значајном паду, на 0,25% 2015. године.

Када је реч о анализама неутралне каматне стопе које укључују и земље средње и југоисточне Европе, издвојили бисмо анализу *Bulíř и Vlček* (2024) рађену за 12 отворених економија. Аутори су за потребе ове оцене кориговали *HLW* модел тако што су у оцени реалне неутралне каматне стопе укључили равнотежни реални девизни курс (тзв. *Penn* ефекат, који указује на позитивну корелацију привредног раста и апрецијације реалног девизног курса). Пошли су од тога да се у случају малих отворених економија знатно мења економска структура под утицајем прилива капитала из иностранства, што за резултат има реалну апрецијацију. У принципу, за земље с реалном апрецијацијом неутрална каматна стопа ће бити на nižем нивоу пошто инвеститори захтевају ниже стопе приноса, јер део добитка имају од реалне апрецијације, док за земље с реалном депрецијацијом инвеститори захтевају више стопе приноса, што за последицу има вишу неутралну каматну стопу. Аутори су упоредили резултате земаља из узорка с резултатима добијеним применом *HLW* приступа и закључили да њихов модел оцењује неутралну каматну стопу на вишем нивоу за око 1 процентног поена него *HLW* приступ. Другим речима, према њиховој оцени, реалне каматне стопе су биле испод неутралних у многим анализираним земљама, што указује на то да је инфлацији у овим земљама у периоду 2021–2023. доприносила и прекомерно експанзивна монетарна политика. У ову анализу је била укључена и Србија, а резултати су показали да се реална каматна стопа у Србији кретала изнад или око нивоа неутралне стопе у анализираном периоду до пандемије вируса корона.

Претходно су *Hlédik и Vlček* (2018) оценили неутралну каматну стопу за Чешку за период 2000–2017. године коришћењем малог структурног модела с рационалним очекивањима. У моделу, неутрална каматна стопа је функција производног потенцијала коригованог за равнотежни реални девизни курс (тренд реалног девизног курса). Према добијеним оценама, неутрална каматна стопа је у Чешкој 2017. године износила око 1%, а њено смањење у односу на 2015. углавном је било резултат реалне апрецијације девизног курса у условима снажног привредног раста.

Stefanski (2018) оценио је неутралну каматну стопу за Чешку, Пољску, Мађарску и зону евра за период 1996–2017. године коришћењем новокејнзијанског модела, који препоручују *Gali и Monacelli* (2005), као и верзије *HLW* метода. Утврђено је да је неутрална каматна стопа у посматраним земљама знатно смањена након светске финансијске кризе, да се затим опоравила од 2012, али да је 2017. била и даље знатно нижа него пре 2008. године.

Bielecki и др. (2023), применом методологије коју су користили *Del Negro* и др. (2017), а затим *Brand и Mazelis* (2019) и *Holston, Laubach и Williams* (2017), оценили су неутралну каматну стопу за Пољску и поредили је са оценом за зону евра. Закључак ове анализе је био да је у протекле две деценије знатно смањена неутрална стопа и у Пољској и у зони евра, а томе су допринели демографски фактори и смањење продуктивности, при чему је неутрална каматна стопа у Пољској константно већа него у зони евра у просеку за око 2–3 процентна поена. Тренд кретања неутралне каматне стопе у наредном периоду није тако јасан – демографски фактори ће утицати у правцу

њеног пада, али би вештачка интелигенција могла допринети расту продуктивности и деловати у супротном смеру.

3. Методологија оцењивања неутралне каматне стопе

3.1. Оцењивање неутралне каматне стопе применом *HLW* приступа

Један од најчешће коришћених метода оцено неутралне каматне стопе јесте *Laubach* и *Williams (LW)*, односно *Holston, Laubach* и *Williams (HLW)* приступ на бази малог структурног новокејнзијанског модела, који претпоставља везу између агрегатне понуде, тражње, каматних стопа и инфлације. Према овом концепту, неутрална каматна стопа дефинише се као каматна стопа која обезбеђује повратак БДП-а на ниво производног потенцијала када престане ефекат краткорочних шокова на страни понуде и тражње, као и повратак инфлације на циљани ниво у средњем року.

Аутори полазе од верзије новокејнзијанског модела за отворене економије, где је веза инфлације и БДП-а представљена у виду Филипове криве:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t[\pi_{H,t+1}] + k\tilde{y}_t, \quad (1)$$

где је $\pi_{H,t}$ инфлација, а $\tilde{y}_t$ производни јаз, $\tilde{y}_t = 100(y_t - y_t^*)$ и где су y_t и y_t^* логаритми реалног БДП-а и оцењеног производног потенцијала, респективно.

IS крива је дата у следећој форми:

$$\tilde{y}_t = E_t[\tilde{y}_{t+1}] - \sigma^{-1}(i_t - E_t[\pi_{H,t+1}] - r_t^n). \quad (2)$$

У претходној једначини, i_t је номинална безризична каматна стопа, а r_t^n равнотежна реална каматна стопа, која зависи не само од очекиваног домаћег привредног раста већ и од глобалног привредног раста. Параметри k и σ означавају преференције потрошње и технолошки фактор. Када се јаз у реалној каматној стопи ($i_t - E_t[\pi_{H,t+1}] - r_t^n$) затвори, инфлација и ниво производње се стабилизују.

Поред ових равнотежних једначина, дефинишу се додатне једначине за оцено неутралне каматне стопе:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}, \dots \quad (3)$$

$$\tilde{y}_t = a_{y,1} \tilde{y}_{t-1} + a_{y,2} \tilde{y}_{t-2} + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{y,t} \quad (4)$$

У једначини (3) $\pi_{t-2,4}$ представља просечну инфлацију од другог до четвртог периода који претходи, r_t у једначини (4) представља реалну краткорочну каматну стопу, а r_t^* *ex-post* природну каматну стопу. Из претходних једначина произилази да шокови који утичу на инфлацију и ниво производње не морају да утичу на неутралну каматну стопу, која рефлектује дугорочне промене односа каматне стопе и производног јаза.

HLW модел се оцењује применом Калмановог филтера, где се дефинишу транзиторне једначине:

$$r_t^* = c g_t + z_t \quad (5)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{y^*,t} \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (7)$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (8)$$

где је g стопа раста потенцијалног производа, а z остале детерминанте које могу да утичу на природну каматну стопу, при чему су то варијабле које следе процес случајног хода, док y_t^* представља процес случајног хода с константом.

Аутори овог концепта предлажу да се за период пандемије изврши корекција нивоа производног потенцијала тако што се додаје индекс стриктности, који је конструисао Универзитет у Оксфорду за период најјачих ефеката пандемије, тако да је:

$$y_t^{*'} = \begin{cases} y_t^* + \rho d_t & t \geq 202071 \\ y_t^* & \end{cases} \quad (9)$$

где је d_t ниво индекса стриктности који представља тромесечни просек дневних података за тромесечје t .

На тај начин, једначина (4) може се представити као:

$$(y_t - y_t^{*'}) = a_{y,1}(y_{t-1} - y_{t-1}^{*'}) + a_{y,2}(y_{t-2} - y_{t-2}^{*'}) + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{y,t} \quad (10)$$

Једначина (3) може да се модификује тако да се уместо адаптивних укључе будућа инфлациона очекивања, тако да она има следећу форму:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) E_t[\pi_{t+H}] + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}, \quad (11)$$

где је H хоризонт на који се очекивања односе.

Под претпоставком усидрености очекивања око циља, претходна једначина добија облик:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi^* + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}, \quad (12)$$

где је π^* инфлациони циљ.

Даље, једначина (12) може се представити и на следећи начин:

$$\tilde{\pi}_t = b_\pi \tilde{\pi}_{t-1} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}, \quad (13)$$

где је $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \pi^*$, што указује на то да неутрална каматна стопа зависи не само од нивоа инфлације већ и од одступања инфлације од циља.

3.2. Оцењивање неутралне каматне стопе применом модификованог HLW приступа (Bulíř и Vlček)

Bulíř и Vlček (2024) модификовали су *HLW* приступ и у једначину неутралне каматне стопе укључили промену равнотежног нивоа реалног девизног курса (Δz_t^*), полазећи од тога да је апрецијација реалног девизног курса повезана с приливима по основу страних директних инвестиција и растом продуктивности:

$$r_t^* = \rho r_{t-1}^* + (1 - \rho)[2c_1(c_2 g_t^* + (1 - c_2)\Delta z_t^*)] \quad (14)$$

Друга важна претпоставка овог модела јесте та да не постоји стохастичка компонента у једначини неутралне каматне стопе и да је збир коефицијената уз раст

производног потенцијала и апрецијације тренда реалног девизног курса једнак јединици.

Као и сваки класичан модел који користе централне банке (тзв. *QPM* модел), и модел који оцењују *Buliř* и *Vlček* (2024) практично се састоји од четири кључне једначине – једначине Филипсове криве, једначине агрегатне тражње, једначине непокривеног каматног паритета и функције реакције монетарне политике.

Једначина Филипсове криве је представљена у следећем облику:

$$\pi_t = a_1\pi_{t-1} + (1 - a_1)\pi_{t+1} + a_2RMC_t + \varepsilon_{\pi,t}, \quad (15)$$

где је RMC ознака за реалне маргиналне трошкове које одређују производни јаз и јаз реалног девизног курса:

$$RMC_t = a_3\tilde{y}_t + (1 - a_3)\tilde{z}_t \quad (16)$$

Једначина агрегатне тражње је представљена у следећем облику:

$$\tilde{y}_t = b_1\tilde{y}_{t-1} - b_2MCI_t + b_3\tilde{y}_t^F + \varepsilon_{y,t}, \quad (17)$$

где је $\tilde{y}_t$ производни јаз, а индекс монетарних услова, MCI , комбинација јаза реалне каматне стопе ($\tilde{r}_t$) и јаза реалног девизног курса ($\tilde{z}_t$):

$$MCI_t = b_4\tilde{r}_t - (1 - b_4)(\tilde{z}_t) \quad (18)$$

$\tilde{y}_t^F$ је ознака за страни производни јаз.

Једначина непокривеног каматног паритета дефинисана је на следећи начин:

$$s_t = h_2(s_{t-1} + \Delta s^*) + (1 - h_2)[(1 - e_1)s_{t+1}^e + \pi_{t-1} + e_1(s_{t-1} + 2(\pi^* - \pi^{*f} + \Delta z^*)) + (-i_t + i_t^f + prem_t)/4] + \varepsilon_{s,t} \quad (19)$$

где је s_t номинални девизни курс, Δs^* циљани ниво промене девизног курса, што омогућава прилагођавање модела различитим режимима девизног курса, а π^* циљана стопа инфлације.

Четврта једначина, тј. једначина реакције монетарне политике, дата је у облику:

$$i_t = h_1(4(s_{t+1} - s_t) + i_t^f + prem_t) + (1 - h_1)[g_1i_t + (1 - g_1)((r_t^* + \Delta_4\pi_{t+3}) + g_2(\Delta_4\pi_{t+3} - \pi^*) + g_3\tilde{y}_t)] + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

Овако дефинисан модел омогућава примену и за земље које циљају искључиво инфлацију ($h_1 = 0$), као и за земље које комбинују стабилност инфлације и девизног курса.

3.3. Оцењивање неутралне каматне стопе применом Taylor-овог правила

Поједине централне банке (нпр. централна банка Новог Зеланда) оцењују неутралну камату стопу и применом *Taylor*-овог правила, тако што се посматра веза номиналне каматне стопе с временски променљивом неутралном реалном каматном стопом, очекиваном стопом инфлације, одступањем инфлације од циља, као и производног јаза. Та веза се може представити следећом формулом:

$$i_t = r_t^* + \pi_{t+1}^e + \beta_t(\pi_t - \pi^*) + \varphi_t\tilde{y}_t + \varepsilon_{1,t} \quad (21)$$

Уз претпоставку одсуства арбитраже, успоставља се веза између краткорочне и дугорочне каматне стопе, тако да је дугорочна номинална стопа R_t једнака краткорочној номиналној каматној стопи ($r_t^* + \pi_{t+1}^e$), увећаној за терминску премију, α :

$$R_t = r_t^* + \pi_{t+1}^e + \alpha + \varepsilon_{2,t} \quad (22)$$

Реална неутрална каматна стопа добија се као:

$$r_t^* = r_{t-1}^* + g_{t-1} \quad (23)$$

при чему стопа раста производног потенцијала следи процес случајног хода:

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (24)$$

Параметри β_t и φ_t су временски променљиви. Имплицитна неутрална каматна стопа добија се под претпоставком да је средњорочна неутрална каматна стопа основ за доношење одлука, а корекцијом за инфлациона очекивања добија се краткорочна, средњорочна и дугорочна реална неутрална каматна стопа [Castaing и др. (2024)].

3.4. Модификовано правило непокривеног каматног паритета

У отвореним економијама, које карактеришу високи приливи капитала, домаће и иностране каматне стопе повезане су правилом непокривеног каматног паритета. Правило непокривеног каматног паритета полази од тога да приноси на две валуте, кориговани за премију ризика, теже да се изједначе:

$$z_t = z_{t+1}^e + \frac{r_t - r_t^f + \rho_t^*}{4} + e_t^z \quad (25)$$

Према претходној једначини, реални девизни курс ће тежити да депрецира ($z_t - z_{t+1}^e$) како се буде смањивала разлика између стопа приноса на домаћем и страном тржишту ($r_t - r_t^f$). У том случају, домаћа неутрална реална каматна стопа добија се као сума неутралне иностране каматне стопе и оцењене премије ризика.

4. Оцена неутралне каматне стопе за Србију

4.1. Опис варијабли коришћених у анализи и период анализе

Анализа оцене неутралне каматне стопе вршена је за период од Т1 2008. закључно с Т4 2024. године. У Табели 1 дат је преглед варијабли коришћених у анализи.

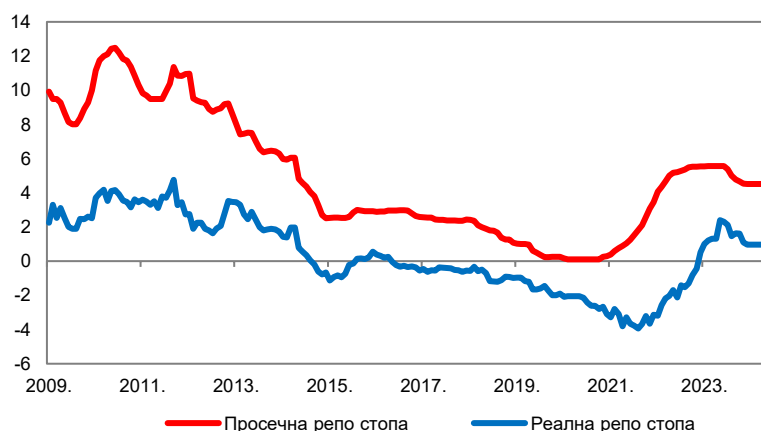
У највећем делу посматраног периода Народна банка Србије је ублажавала монетарну политику, при чему је од краја 2015. године, у условима ниске и стабилне инфлације и њеног кретања испод централне вредности циља, реална каматна стопа била негативна. Притом, од краја 2012. године, у реверзним репо трансакцијама Народна банка Србије примењује метод аукција по променљивој каматној стопи, што значи да референтна каматна стопа представља максималну каматну стопу која се може прихватити на аукцији, а где због постојања структурног вишка ликвидности, просечна репо стопа, по којој се обављају репо трансакције, постаје основ за утврђивање каматних стопа на тржишту новца и бива нижа од референтне каматне стопе.

Табела 1. Преглед варијабли

Ознака	Опис	Извор података
π_t	тримесечна стопа инфлације посматрана на годишњем нивоу, десезонирано	РЗС, прерачун аутора
π^*	инфлациони циљ	НБС
$\tilde{y}_t$	производни јаз	НБС, прерачун аутора
$\tilde{z}_t$	јаз реалног курса	НБС, прерачун аутора
g_t^*	стопа раста потенцијалног производа	НБС, прерачун аутора
Δz_t^*	промена тренда реалног курса	НБС, прерачун аутора
$\tilde{y}_t^F$	производни јаз зоне евра	НБС, прерачун аутора
$\tilde{r}_t$	јаз реалне камате	НБС, прерачун аутора
r_t^*	неутрална камата (тренд реалне камате)	НБС, прерачун аутора
s_t	номинални девизни курс	РЗС, прерачун аутора
π^{*f}	инфлациони циљ зоне евра	ЕЦБ
i_t	једнонедељна номинална репо каматна стопа	НБС
i_t^n	неутрална номинална каматна стопа	НБС, прерачун аутора
i_t^f	основна каматна стопа ЕЦБ-а	ЕЦБ
$RM C_t$	реални маргинални трошкови	НБС, прерачун аутора
MCI_t	индекс монетарне рестриктивности	НБС, прерачун аутора
$prem_t$	премија ризика	НБС, прерачун аутора

Након избијања пандемије вируса корона, у условима јачања глобалних инфлаторних притисака, започет је циклус заштравања монетарне политике, и то прво повећањем износа ликвидности који се повлачи путем репо аукција, што доприноси расту просечне репо стопе са око 0,1% у октобру 2021. до близу 1% у априлу 2022. године, чиме се практично изједначила с референтном каматном стопом, која је након тога повећавана све до августа 2023. године, до нивоа од 6,75%, да би након тога, с попуштањем инфлаторних притисака, престала потреба за даљим заштравањем монетарних услова, чему је допринело и смањење инфлационих очекивања. Тиме је постигнуто да се реална каматна стопа врати у позитивну зону и да монетарни услови постану рестриктивни и без даљег повећања референтне каматне стопе. Када је реч о инфлацији, она је у том циклусу јачања инфлаторних притисака достигла врхунац у марту 2023. године на нивоу од 16,2% међугодишње, а након тога је уследило њено успоравање и повратак у границе циља у мају 2024. године. То је омогућило и да

Графикон 1. Просечна репо каматна стопа (номинална и реална)



Народна банка Србије у јуну 2024. године започне циклус ублажавања монетарне политике смањењем референтне каматне стопе за укупно 75 базних поена закључно са септембром 2024. године, након чега ова стопа није мењана до момента писања овог радног папира (налази се на нивоу од 5,75%). У том периоду, номинална просечна репо каматна стопа је стабилизована на нивоу од 4,5%, а на сличном нивоу се налази и каматна стопа на међубанкарском тржишту новца – једнонедељни *BELIBOR*.

4.2. Резултати оцене

Наша анализа рађена за период од Т1 2008. до краја 2024. године базира се на оцени различитих модела и метода оцене, која смо представили у трећем поглављу, полазећи од радова *Laubach* и *Williams* (2003), *Bulir* и *Vlček* (2024), као и *Hlédik* и *Vlček* (2018).

4.2.1. Резултати *QPM* модела

Оцену неутралне каматне стопе за Србију или тренда реалне каматне стопе на бази тзв. *QPM* модела извели смо коришћењем двеју верзија овог типа модела. У првом кораку модификовали смо у одређеној мери модел који иначе користимо за средњорочну пројекцију инфлације и ту измену смо спровели у делу оцене неутралне каматне стопе, тако да она не буде израчуната на бази једначине непокривеног каматног паритета, већ као што је то случај у раду *Hlédik* и *Vlček* (2018), где је неутрална каматна стопа пропорционална расту потенцијалног БДП-а прилагођеног за промену равнотежног реалног девизног курса (промену тренда реалног девизног курса). У другом кораку користили смо мали структурни *QPM* модел који предлажу *Bulir* и *Vlček* (2024), где се неутрална каматна стопа такође одређује на бази равнотежног привредног раста и реалне апрецијације. У наставку представимо резултате анализе на бази оба модела.

Већ смо претходно истакли да је према моделу који предлажу *Laubach* и *Williams* (2003) неутрална каматна стопа оцењена на бази ограничења које потиче из Ојлерове једначине. Према том ограничењу, неутрална каматна стопа, r_t^* , функција је раста потенцијалног БДП-а, Δy_t^* :

$$r_t^* = c\Delta y_t^* + \varepsilon_t, \quad (26)$$

где је коефицијент $c > 0$.

Међутим, ова једначина у случају мале отворене економије са слободним кретањем капитала није сасвим одговарајућа за оцену неутралне каматне стопе, јер процес бржег привредног раста и конвергенције за резултат углавном има реалну апрецијацију. Раст потенцијалног БДП-а обухвата само ефекат приноса на капитал, док страни инвеститори остварују принос и од промене реалног девизног курса, због чега је, према *Hlédik и Vlček* (2018) и *Bulir и Vlček* (2024), у оцену неутралне стопе потребно укључити и промену равнотежног реалног курса:

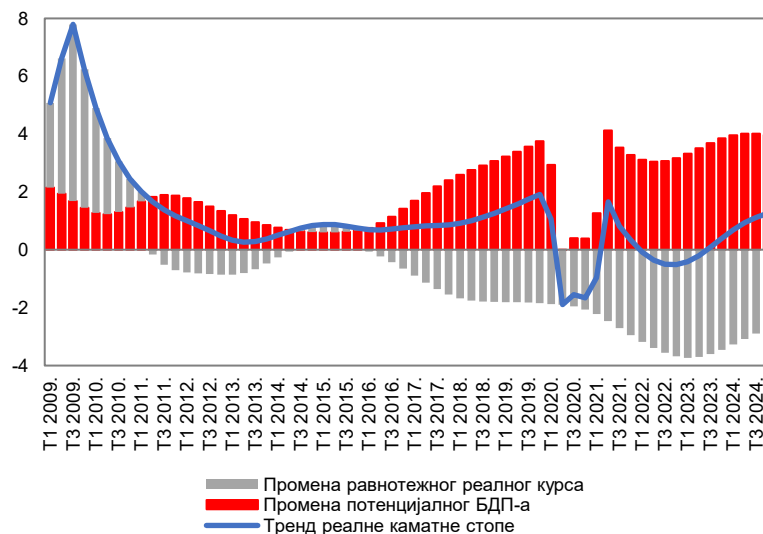
$$r_t^* = c(\Delta y_t^* + \Delta z_t^*) + \varepsilon_t, \quad (27)$$

где $\Delta z_t^* > 0$ означава реалну депрецијацију, а $\Delta z_t^* < 0$ реалну апрецијацију и где $\Delta y_t^* = g_t^*$ и Δz_t^* означавају промене равнотежних нивоа (трендова).

Подсећања ради, према *Laubach и Williams* (2003), параметар скалирања c је једнак 1. Спецификација ових једначина разликује се од *Laubach и Williams* (2003) по томе што се неутрална каматна стопа не дефинише као збир два нестационарна процеса случајног хода (*random walk*), већ као комбинација двеју стационарних варијабли, Δy_t^* и Δz_t^* . На сличан начин су једначине поставили и *Mesonnier и Renne* (2007).

На Графикону 2 представљени су доприноси раста потенцијалног БДП-а и реалне апрецијације тренду реалне каматне стопе у случају одсуства инерције у кретању, тј. оцена је добијена на бази једначине (27). Из тог графичког приказа може се видети да је равнотежна реална каматна стопа била релативно ниска и стабилна све до избијања пандемије вируса корона, јер су истовремено деловали релативно висок раст потенцијалног БДП-а и апрецијацијски тренд реалног девизног курса. Током пандемије дошло је до смањења тренда реалне каматне стопе, пре свега као последица смањеног производног потенцијала, али се након тога бележи њен постепени раст јер је већи раст потенцијалног БДП-а од ефекта реалне апрецијације.

Графикон 2. Декомпозиција тренда реалне каматне стопе



Ипак, *Hlédik* и *Vlček* (2018) и *Bulir* и *Vlček* (2024) у својим емпиријским радовима претпоставили су да неутрална каматна стопа конвергира ка расту потенцијалног БДП-а прилагођеног за равнотежну реалну апрецијацију уз одређену инерцију у кретању неутралне стопе и уклонили су стохастичку компоненту, као што је то претходно представљено у једначини 14, коју овде понављамо:

$$r_t^* = \rho r_{t-1}^* + (1 - \rho)[2c_1(c_2 g_t^* + (1 - c_2)\Delta z_t^*)], \quad (28)$$

при чему су промена потенцијалног БДП-а и промена равнотежног реалног девизног курса дефинисане као међугодишње промене.

Поред тога, може се запазити да је у случају да је $c_2 = 0,5$ једначина (28) практично идентична једначини (27).

Имајући све претходно у виду, у моделу који се у Народној банци Србије користи за средњорочну пројекцију инфлације [детаљније у Đukić, Momčilović и Trajčev (2011)], који је потом проширен укључивањем једначина за тржиште рада [за детаље видети Momčilović и Miletić (2024)], инкорпорирали смо једначину (28). Претходно је у овим моделима тренд реалне каматне стопе био оцењен према реалном непокривеном каматном паритету:

$$r_t^* = \Delta z_t^* + prem_t^* + r_{ez_t}^*, \quad (29)$$

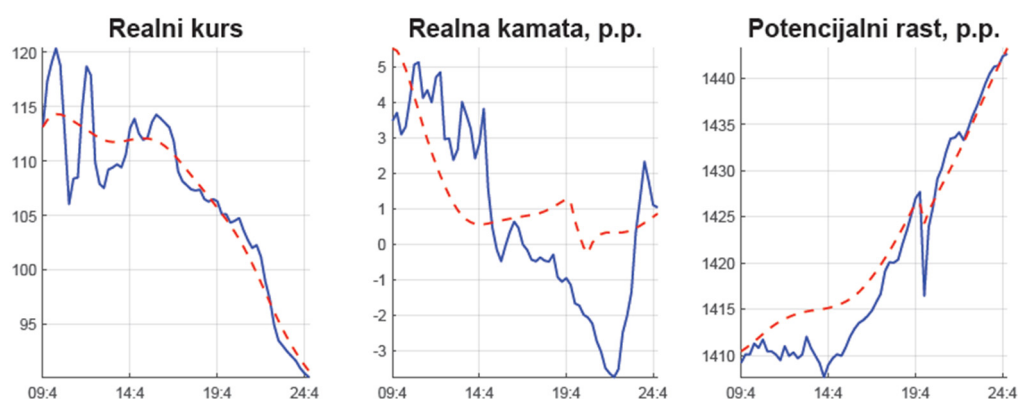
где је тренд реалне камате, r_t^* , што је апроксимација неутралне каматне стопе, добијен као збир промене оцењеног тренда реалног курса (Δz_t^*), премије ризика ($prem_t^*$) која се оцењује, као и тренда реалне камате зоне евра ($r_{ez_t}^*$) који је оцењен *Hodrick–Prescott*-овим (HP) филтером.

Напомињемо да су коефицијенти у моделу калибрисани у складу с добијеним оценама из других модела или радова за друге земље, али и на бази стандардне грешке Калмановог филтера како бисмо добили економски интуитивне везе у складу са економским кретањима у Србији (више о вредностима појединих коефицијената за оцену неутралне камате видети Табелу 2).

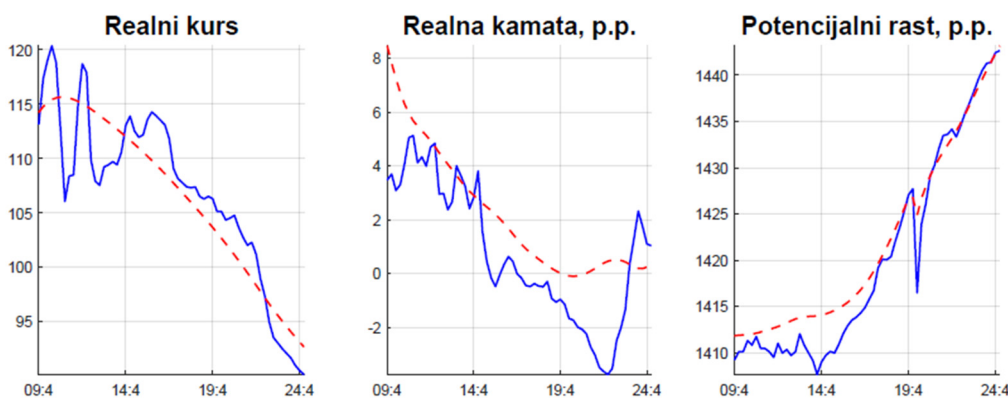
Резултати оцено неутралне каматне стопе добијене Калмановим филтером (Модел 1), као и раста потенцијалног БДП-а и промене равнотежног реалног курса на бази једначине (28), приказани су на Графикону 3, док су на Графикону 3.1. дате оцено истог модела рачунатог на основу непокривеног каматног паритета, тј. једначине (29). Резултати анализе указују на то да је тренд реалне каматне стопе, као и у другим земљама, био на снажној опадајућој путањи у периоду након светске финансијске кризе 2008. године, што се може довести у везу са смањеним производним потенцијалом у првим годинама посткризног периода узрокованог и ниским растом у зони евра, која је наш најважнији трговински партнер, и по том основу ниским инвестицијама у Србију, као и с повећаном премијом ризика услед ризика од избијања кризе јавног дуга у појединим земљама зоне евра. Након тога, према овој оцено, од 2014. до 2019. године тренд реалне каматне стопе био је релативно стабилан и на ниском нивоу, око 1%. Након што је са избијањем пандемије вируса корона додатно смањен тренд реалне каматне стопе, у постпандемијском периоду уочава се његов постепени раст и он је тренутно, према овој оцено, благо испод 1%. Када се посматра кретање реалне репо каматне стопе и упореди са оценом тренда реалне каматне стопе, уочава се да је

монетарна политика до почетка 2015. године имала рестриктиван карактер, а да је онда, у условима ниских инфлаторних притисака и инфлације, која се кретала испод централне вредности циља, монетарна политика била експанзивна. Од краја 2023, према овој оцени, монетарна политика поново има рестриктиван карактер, али се он с попуштањем инфлаторних притисака смањује. Сличне оцене добијене су и применом једначине непокривеног каматног паритета, премда се, према овој оцени, тренд наше реалне каматне стопе налази на nižем нивоу и износи око 0,5%.

Графикон 3. Оцена тренда реалне камате једначином (28)



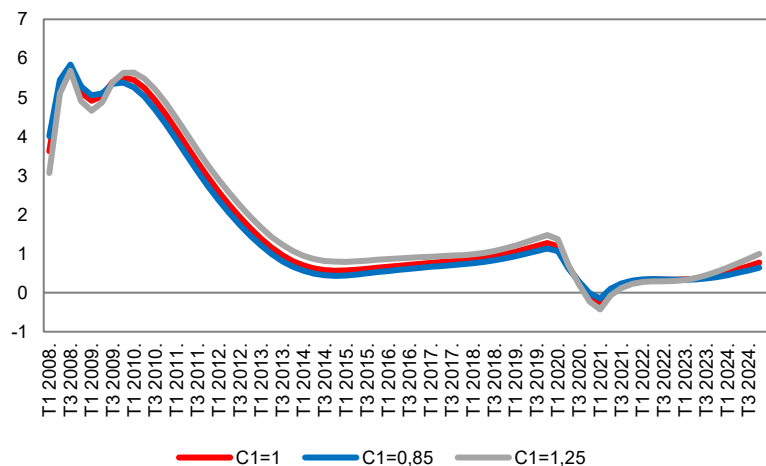
Графикон 3.1. Оцена тренда реалне камате UIP једначином (27)



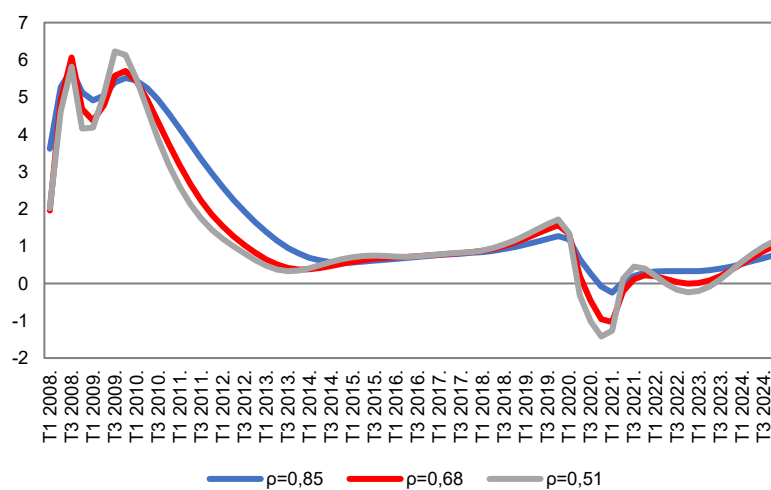
Оцена неутралне каматне стопе добрим делом зависи од саме оцене потенцијалног БДП-а и оцене тренда реалног курса, при чему су трендови базирани на фундаментима земље и на њих не утиче монетарна политика. За разлику од тренда, јаз представља циклични део променљиве и у складу је с пословним циклусом земље. Оцена неутралне каматне стопе зависи и од параметара у једначини (28), тј. од c_1 , ρ и c_2 . Имајући то у виду, урадили смо анализу осетљивости добијених оцена на промену параметара ове једначине, варирајући вредности за параметре: c_1 за + 0,25/−0,15, ρ за $\pm 0,17$, c_2 за $\pm 0,1$ (видети Графиконе 3.2, 3.3. и 3.4). Анализа показује да постоји највећа сензитивност добијене оцене тренда реалне каматне стопе у зависности од промене параметра c_2 .

Највећи ниво каматне стопе сугерише вредност коефицијента $c_2 = 0,6$, јер у том случају тренд реалне каматне стопе највише зависи од раста производног потенцијала, а мање од реалне апрецијације. У том случају тренд реалне каматне стопе ближи је нивоу од 2%.

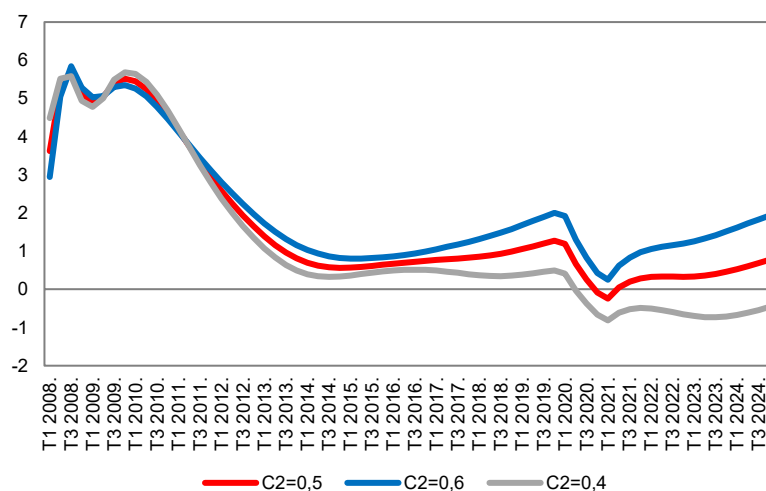
Графикон 3.2. Оцена неутралне камате у зависности од промене коефицијента c_1



Графикон 3.3. Оцена неутралне у зависности од промене коефицијента ρ



Графикон 3.4. Оцена неутралне камате у зависности од промене коефицијента c_2 (у %)



Други модел, *QPM*, који смо оценили (Модел 2), предлажу *Bulir* и *Vlček* (2024). Модел је сличан нашем моделу који користимо за средњорочну пројекцију инфлације, с тим да су само неке једначине поједностављене (на пример, Филипсове криве за инфлацију) и оцењивање је извршено Бајесовим методом. Поред Филипсове криве, укључена је *IS* крива, као и правило монетарне политике. Видети детаљније Табелу 2, која даје преглед свих једначина овог модела заједно с калибрисаним коефицијентима, као и претходне расподеле (прајоре) параметара у моделу.

Табела 2. Преглед једначина, вредности параметара и стандардних девијација оцењених модела

Једначине	Прајор расподела		
	Врста	Средња вредност	Стандардна девијација
Филипсова крива $\pi_t = a_1\pi_{t-1} + (1 - a_1)\pi_{t+1} + a_2RMC_t + \varepsilon_{\pi,t}$ $RMC_t = a_3\tilde{y}_t + (1 - a_3)\tilde{z}_t$			
a_1	-	0,4	
a_2	Inv. γ	0,3	0,3
a_3	β	0,5	$\frac{1}{2} \cdot 0,5$
$\varepsilon_{\pi,t}$	Inv. γ	$\frac{1}{4} \text{std}(\tilde{\pi}^{\text{obs}})$	Стандардна девијација је за време вируса корона (Т1 2021 – Т4 2022) шест пута већа него пре пандемије Ковид-19.
<i>IS</i> крива $\tilde{y}_t = b_1\tilde{y}_{t-1} - b_2MCI_t + b_3\tilde{y}_t^F + \varepsilon_{y,t}$ $MCI_t = b_4\tilde{r}_t - (1 - b_4)(\tilde{z}_t)$			
b_1	β	0,4	$\frac{1}{4} \cdot 0,4$
b_2	γ	0,2	$\frac{1}{4} \cdot 0,2$
b_3	γ	0,6	$\frac{1}{4} \cdot 0,6$
b_4	β	0,6	$\frac{1}{4} \cdot 0,6$
$\varepsilon_{y,t}$	Inv. γ	$\frac{1}{2} \text{std}(\tilde{\Delta y}^{\text{obs}})$	
Неутрална камата $r_t^* = \rho r_{t-1}^* + (1 - \rho)(2c_1(c_2g_t^* + (1 - c_2)\Delta z_t^*))$			
ρ	-	0,85	
c_1	γ	1	$1/15 \cdot 1$
c_2	β	0,5	$1/15 \cdot 0,5$
<i>UIP</i> $s_t = h_2(s_{t-1} + \Delta s^*) + (1 - h_2)((1 - e_1)s_{t+1}^e + \pi_{t-1} + e_1(s_{t-1} + 2(\pi^* - \pi^{*f} + \Delta z^*)) + (-i_t + i_t^f + \text{prem}_t)/4) + \varepsilon_{s,t}$			
h_2	-	0	-
e_1	-	0,6	-

$\varepsilon_{s,t}$	-	$1/2 \text{ std}(\Delta \bar{s}^{\text{obs}})$	-
Функција реакције монетарне политике $i_t = h_1(4(s_{t+1} - s_t) + i_t^f + \text{prem}_t) + (1 - h_1)[g_1 i_t + (1 - g_1)((r_t^* + \Delta_4 \pi_{t+3}) + g_2(\Delta_4 \pi_{t+3} - \pi^*)) + g_3 \tilde{y}_t + \varepsilon_{i,t}]$ $\text{prem}_t = \rho_{\text{prem}} \text{prem}_{t-1} + (1 - \rho_{\text{prem}})(-\Delta z_t^* + r_t^* + r_t^{*f}) + \varepsilon_{\text{prem},t}$			
h_1	-	0	-
g_1	-	0,7	-
g_2	-	2	-
g_3	-	0,2	-
ρ_{prem}	-	0,85	-
$\varepsilon_{i,t}$	-	$2 * \text{std}(r^{\text{obs}})$	Стандардна девијација је два пута већа после 2010. и четири пута већа 2008–2010.

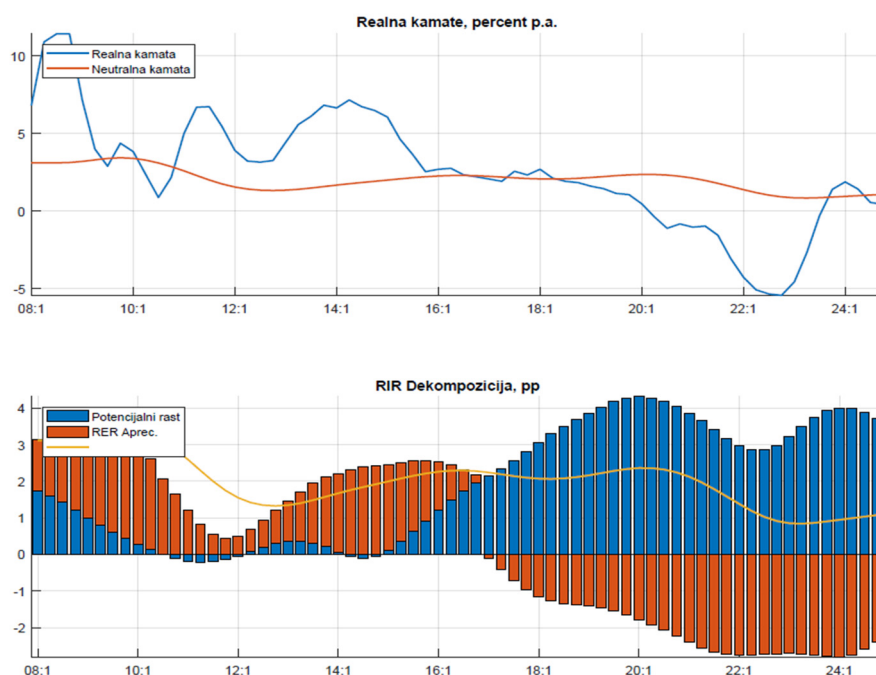
Треба напоменути да смо модел који *Bulir* и *Vlček* (2024) користе прилагодили коефицијентима из нашег модела за средњорочну пројекцију инфлације и оценили за период T1 2008 – T4 2024. Конкретно, параметар који означава инерцију инфлације у Филипсовој кривој, a_1 , калибрисали смо на 0,4, колико је и у нашем моделу за средњорочну пројекцију инфлације, за разлику од *Bulir* и *Vlček* (2024), који користе 0,5. Овај параметар одражава претпостављени Калвов механизам и не оцењујемо га зато што се не може идентификовати заједно с параметром a_2 због њихове еквивалентности. Напомињемо да су подаци за оцену тренда реалног БДП-а зоне евра и тренда реалне каматне стопе зоне евра добијени помоћу *HP* филтера. Остали трендови и одступања, укључујући циљану инфлацију, идентификују се у оквиру целокупног модела помоћу Калмановог филтера, а коефицијенти су оцењени Бајесовом методом.

Из рада *Bulir* и *Vlček* (2024) преузете су претходне расподеле (прајори) параметара c_1 и c_2 од 1 и 0,5, респективно, као и стандардне девијације ових параметара које предлажу аутори, а које су дате у Табели 2, будући да су ови параметри кључни за утврђивање неутралне каматне стопе (r^*). У случају да неки параметар није оцењиван, приказује се само средња вредност његове калибрације. Претходне расподеле за стандардне девијације шокова понуде $\text{std}(\pi_obs)$ и тражње $\text{std}(\Delta \hat{y}_obs)$ постављају се у складу с варијабилношћу конкретне променљиве. Тако $\text{std}(\pi_obs)$ означава стандардну девијацију серије базне инфлације из које је претходно искључен тренд, а $\text{std}(\Delta \hat{y}_obs)$ стандардну девијацију серије стопе раста реалног БДП-а, из које је такође искључен тренд (*HP* филтером).

Треба напоменути да су *Bulir* и *Vlček* (2024) приликом оцењивања за већину земаља добили да је однос параметара c_1 и c_2 око $1/2$, што заједно чини пропорционални однос између r^* и потенцијалног раста g^* , познат као *HLW* однос.

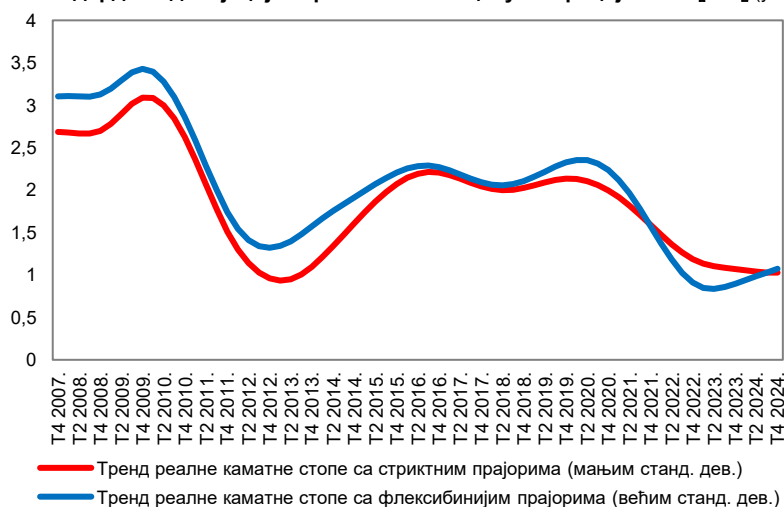
На Графикону 4 приказана је оцена неутралне камате, тј. тренда реалне камате и оцена њених компонената применом *QPM* модела који предлажу *Bulir* и *Vlček* (2024). Дата је и декомпозиција саме једначине неутралне камате.

Графикон 4. Оцена неутралне камате моделом који предлажу *Bulir* и *Viček* (2024) и њена декомпозиција (у %)



Указујемо и на то да су аутори у свом раду анализирали и колико промена параметара c_1 и c_2 утиче на оцену неутралне каматне стопе (r^*). Закључак анализе је да је у случају Србије оцена неутралне каматне стопе осетљива на промену у прајорима за c_1 и c_2 . Оцена се ради с претпоставком стриктних прајора и мање стриктних прајора, тако што се стандардне девијације коефицијената који се оцењују повећају пет пута. У случају Србије, оцена неутралне каматне стопе је за 30 базних поена у просеку била нижа с попуштањем прајора када се посматра период T4 2007 – T2 2021. Када продужимо период анализе и уз измене у моделу које смо поменули, добијамо да је у

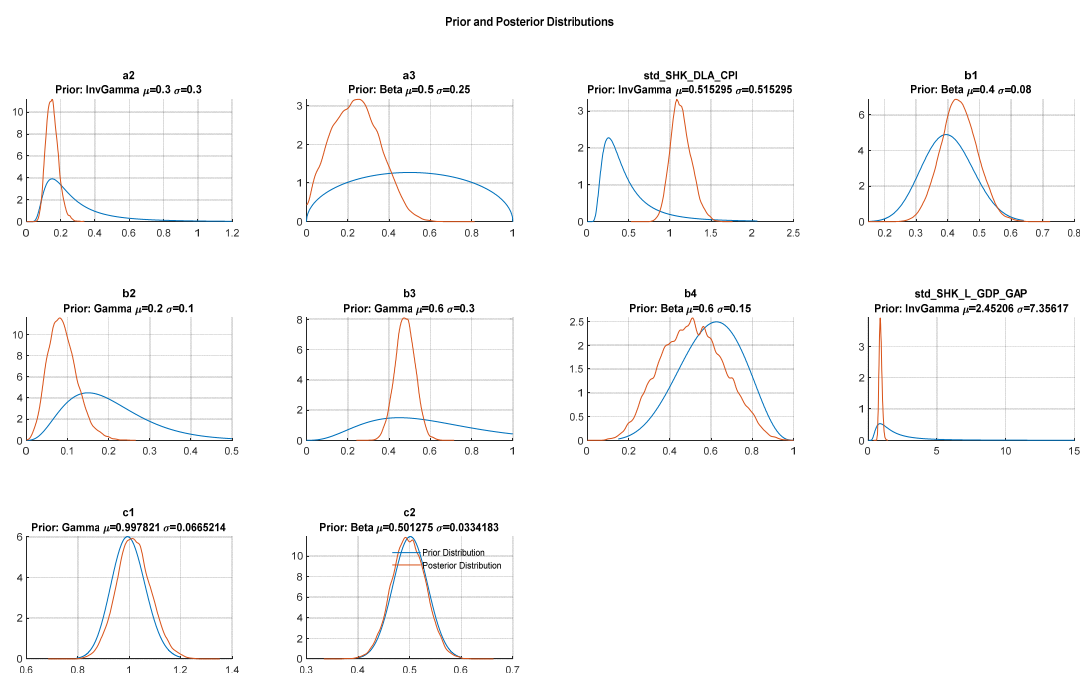
Графикон 5. Оцена неутралне каматне стопе у зависности од промене стандардних девијација коришћених за оцену коефицијената c_1 и c_2 (у %)



периоду Т3 2021 – Т4 2024. оцена неутралне камате с попуштањем прајора нешто виша за око 10 базних поена, али да се крајем периода анализе готово изједначавају (Графикон 5).

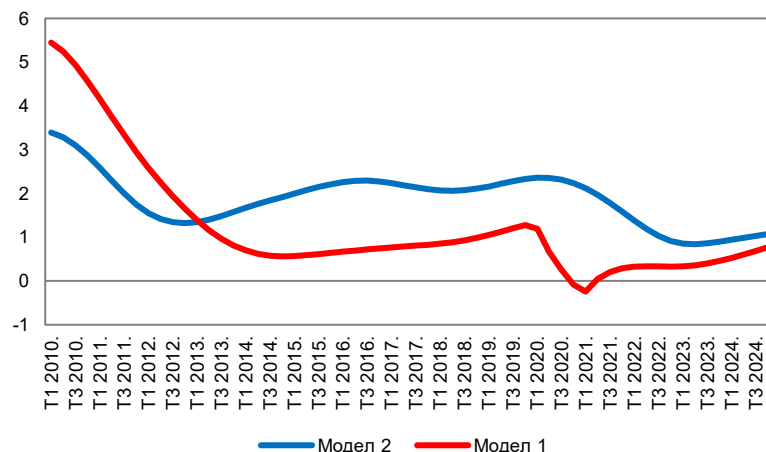
Постериорна расподела оцењених параметара модела конструисана је помоћу Метрополис–Хастингсове симулације са 100.000 узорака и представљена је на Графикону 6.

Графикон 6. Прајори и постериори расподела коефицијената оцењених у Моделу 2



На Графикону 7 представили смо поређење оцена неутралне каматне стопе добијене из нашег модела за средњорочну пројекцију, у коме смо за оцену тренда реалне каматне стопе уместо *UIP* једначине користили нову једначину, с стопом раста потенцијалног

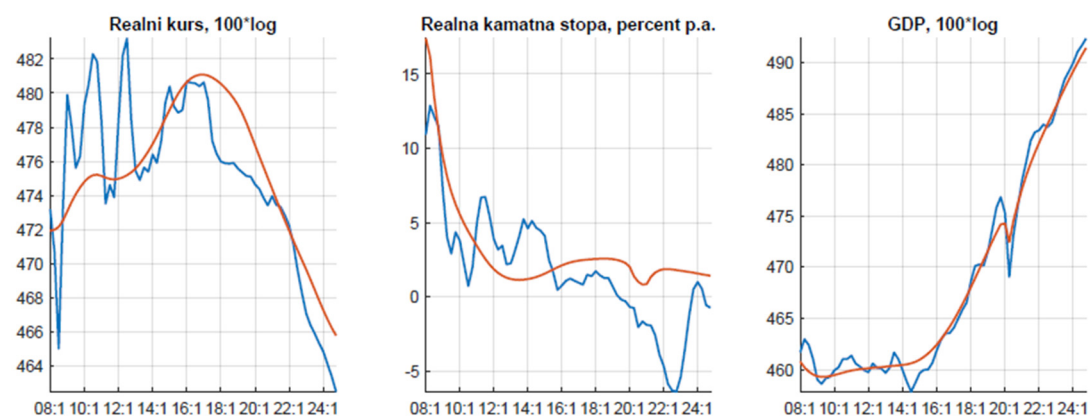
Графикон 7. Поређење оцена неутралне каматне стопе на бази Модела 1 и Модела 2 (у %)



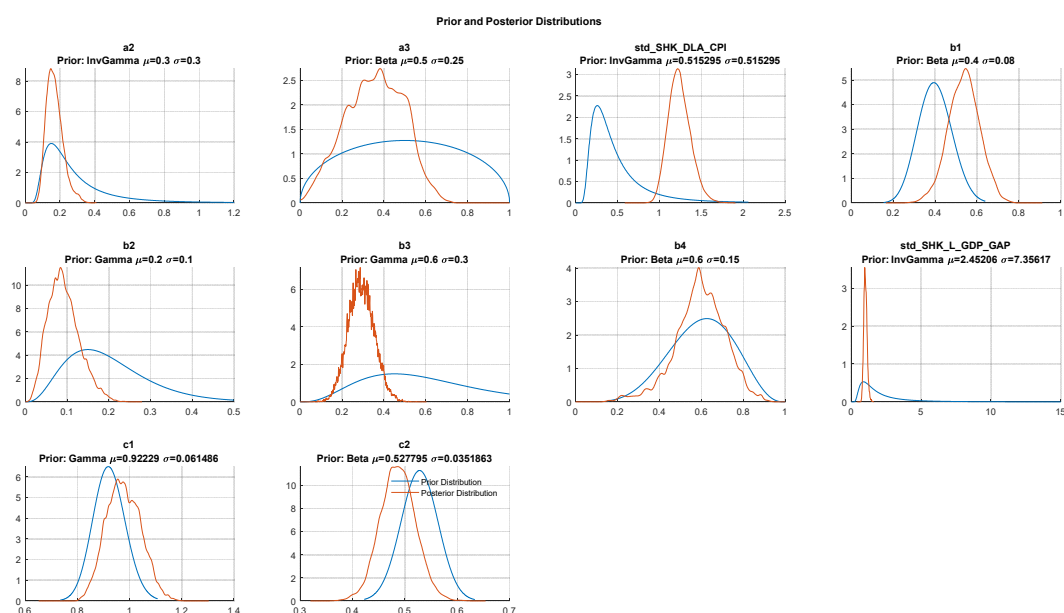
БДП-а и променом тренда реалног курса (Модел 1) и *QPM* модела који предлажу *Bulir* и *Vlček* (2024) оцењеног Бајесовом методом (Модел 2). Поређењем ових модела може се видети да је оцена неутралне каматне стопе нижа за највећи део посматраног периода према Моделу 1, али да те разлике нису значајне и да су за крај оцењеног периода оцене неутралне каматне стопе на бази оба модела веома блиске.

На крају, имајући у виду да смо у моделу који користимо за средњорочну пројекцију инфлације кориговали тренд потенцијалног БДП-а за период T1 2020 – T4 2020. услед структурног лома, и Модел 2 смо оценили тако што смо укључили овај исти лом. Оцена неутралне каматне стопе у моделу с ломом у тренду раста БДП-а, који је структурно идентичан Моделу 2 и оцењен је Бајесовом методом, приказана је на Графикону 8. Добијена оцена неутралне каматне стопе је на вишем нивоу него у случају Модела 1, што потврђује налазе добијене и за друге земље да се оцена разликује од претпоставки, метода анализе, као и да оцене могу знатно да варирају.

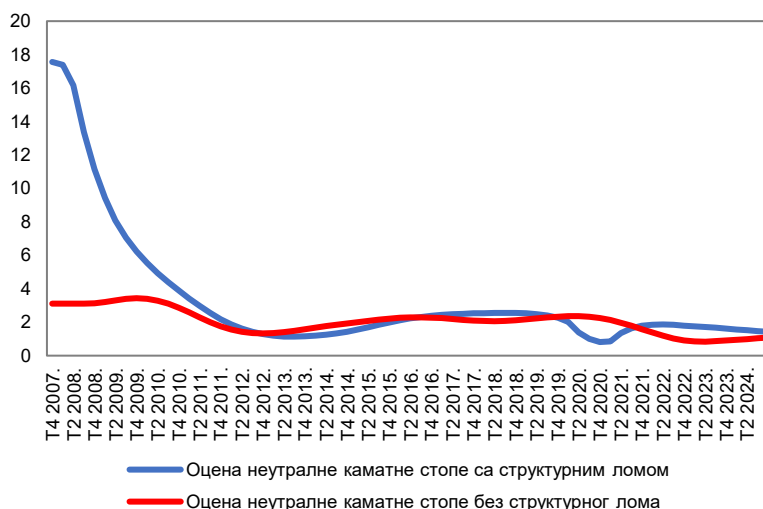
Графикон 8. Оцена неутралне каматне стопе у Моделу 2 са структурним ломом



Графикон 8. 1 Прајори и постериори расподела параметара



Графикон 9. Поређење оцена неутралне каматне стопе у Моделу 2 са структурним ломом и без структурног лома (у %)



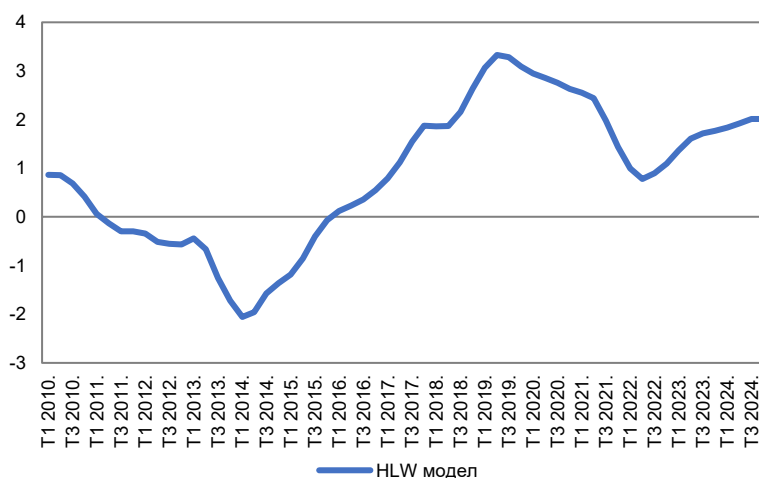
4.2.2. Резултати *HLW* модела

Приликом оцене *HLW* модела, представљеног једначинама у оквиру поглавља 3.1, користили смо следеће варијабле: реални десезонирани БДП, међугодишњу инфлацију, реалну каматну стопу с тржишта новца (једнонедељни *BELIBOR*) рачунату на бази инфлационих очекивања финансијског сектора за годину дана унапред, према анкети агенције Блумберг, и индекс стриктности конструисан од стране Универзитета у Оксфорду, који је доступан закључно с крајем 2022. године, а који је након тога, с обзиром на то да су последње вредности биле ниске, апроксимиран линеарним опадајућим трендом. Овај индикатор је укључен како би се обухватио ефекат пандемије вируса корона.

На Графикону 10 представљена је оцена неутралне каматне стопе за Србију применом *HLW* модела. Приликом оцене коришћена је верзија углачане оцене (*smoothed state estimate*) добијене Калмановим филтером.

Према резултатима ове оцене, неутрална каматна стопа је била на опадајућој путањи у периоду након светске финансијске кризе 2008. године па све до почетка 2014. године, што се може довести у везу са смањеним производним потенцијалом у првим годинама посткризног периода узрокованог и ниским растом у зони евра, која је наш најважнији трговински партнер, и по том основу ниским инвестицијама у Србију, као и с повећаном премијом ризика услед ризика од избијања кризе јавног дуга у појединим земљама зоне евра, али и негативног доприноса осталих детерминанти обухваћених компонентом z . Након тога, према овој оцени, од 2014. до 2019. године присутан је тренд раста неутралне каматне стопе, што се може повезати с растом производног потенцијала и она се, према овој оцени, приближила нивоу од око 4% у периоду непосредно пре избијања пандемије вируса корона, да би се поново нашла на опадајућој путањи до средине 2022. године. У последњем анализираном периоду неутрална каматна стопа, према овој оцени, поново бележи узлазни тренд и на крају 2024. године је на нивоу од близу 2%. Резултати оцене добијени применом *HLW* модела указују на приличну

Графикон 10. Оцена неутралне каматне стопе добијена применом *HLW*



волатилност неутралне каматне стопе и њено кретање у коридору од -4% до 4% у целокупном анализираном периоду, због чега сматрамо да је оцена која узима у обзир и ефекте промене реалног девизног курса приликом оцене неутралне каматне стопе адекватнија у случају Србије.

4.2.3. Резултати *TVP-VAR* модела

У последњем кораку анализе оценили смо векторски ауторегресиони модел с временски променљивим параметрима (*TVP-VAR*). За разлику од претходно представљених структурних модела који имају теоријску утемељеност и претпостављају снажну економску везу између варијабли, *TVP-VAR* модел представља флексибилнији оквир, с мање ограничења.

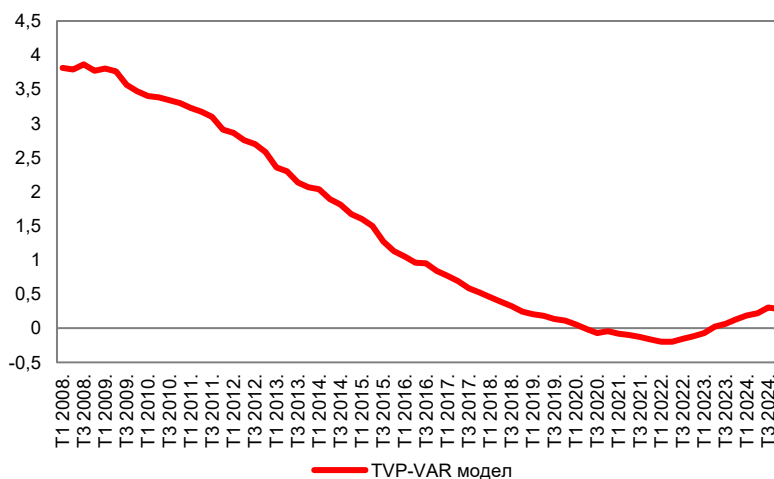
Треба напоменути да је реч о специфичној групи *VAR* модела, који се разликују у односу на стандардне *VAR* моделе по томе што је параметрима модела (константни члан, коефицијенти уз доцње варијабли укључених у модел и варијансе економских шокова) дозвољено да се мењају кроз време. На тај начин уважава се чињеница да релације између макроекономских временских серија карактерише одређена форма нелинеарности, тј. да њихова јачина везе варира током времена. Сви параметри следе процес чистог случајног хода (првог реда), чиме се омогућава постојање и привремених и трајних промена у вредностима параметара, а самим тим и прилагођавање ове класе модела променама економских односа које се током времена јављају. Оцењивање *TVP-VAR* модела подразумева примену Бајесове методологије и коришћен је метод Гибсовог узорковања (*Gibbs sampler*), који је намењен за једноставније израчунавање вишедимензионалних густина вероватноће (Lubik и Matthes, 2015). Прајори параметара модела, који су случајне променљиве, утврђени су на основу Primiceri (2005) процедуре, тако што се оцењује *VAR* модел с константним параметрима за одређени тренирани скуп података како би се добиле средина и матрица варијанси прајора применом линеарног регресионог модела.

Наш модел укључује три варијабле: раст реалног БДП-а, тромесечну десезонирану инфлацију (прерачунату на годишњи ниво) и реалну каматну стопу *BELIBOR*, рачунату на исти начин као код *HLW* модела. Модел је оцењен за период Т1 2004 – Т4 2024. године с две доцње, с тим да су прве четири године (Т1 2004 – Т4 2007) коришћене за утврђивање прајора.

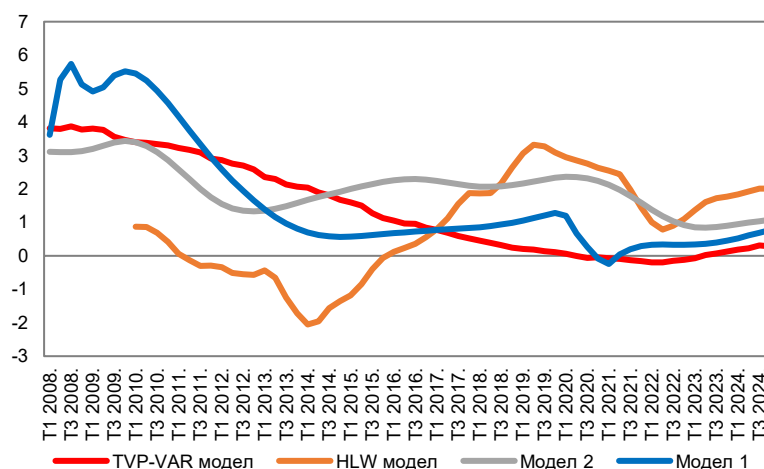
Неутрална каматна стопа је добијена условном прогнозом посматране реалне каматне стопе. Према *Lubik* и *Matthes* (2015), хоризонт прогнозе је одређен на пет година ($r_t^* = r_{t+20}$) и израчунава се за сваки период почев од Т1 2008. године. Претпоставка је да се прогнозом за дужи период искључује ефекат привремених шокова, што омогућава конвергенцију краткорочне реалне каматне стопе ка свом неутралном нивоу.

На Графикону 11 приказана је оцена неутралне каматне стопе добијена *TVP-VAR* моделом за период Т1 2008 – Т4 2024. године. Према овој оцени, неутрална каматна стопа је у паду у већем делу посматраног периода, с тим да крајем посматраног периода расте. Током 2008. и 2009. године кретала се у распону 3,5–3,9%, да би се, крећући се

Графикон 11. Оцена неутралне каматне стопе добијена применом *TVP-VAR* модела (у %)



Графикон 12. Поређење различитих оцена неутралне каматне стопе (у %)



силазном путањом, нашла око нивоа од $-0,2\%$ средином 2022. године. Након тога, неутрална каматна стопа је у порасту и у 2024. години је на била нивоу од око $0,3\%$. Раст реалне каматне стопе последица је најпре раста номиналне каматне стопе, а затим и смањених инфлационих очекивања, што је модел идентификовао као вероватноћу да неутрална каматна r^* расте.

5. Закључак

Кључан водич у оцени карактера монетарне политике јесте концепт неутралне каматне стопе r^* , која представља равнотежну каматну стопу, односно ону стопу која ће обезбедити циљани ниво инфлације и затворен производни јаз у средњем року, па самим тим неће деловати ни инфлаторно ни дезинфлаторно.

Њено будуће кретање зависи од деловања многобројних фактора, чији смер и допринос у овом моменту није могуће са сигурношћу предвидети. Самим тим не може се једнозначно утврдити на ком нивоу ће се наћи реалне каматне стопе у средњем року. Преовлађује став централних банкара и аналитичара да је мала вероватноћа да би неутрална каматна стопа r^* у наредном периоду могла да се нађе на нивоу нижем од нивоа на ком је била пре пандемије, иако ће поједини фактори који су деловали на њен пад у претходном периоду наставити да делују и у наредној деценији, а пре свега демографски фактори. Не искључује се ни могућност да би реална каматна стопа могла да расте у наредном периоду, а као фактори који би могли да доведу до тога јесу раст понуде сигурне активе у односу на тражњу, слабљење неких од покретача неједнакости и раст инвестиција неопходних за транзицију ка зеленој економији.

С обзиром на значај који има неутрална каматна стопа за процес вођења монетарне политике, оцењивали смо њен ниво за Србију коришћењем различитих метода – две верзије малих структурних модела са тромесечним подацима који узимају у обзир и ефекат реалне апрецијације девизног курса на ниво неутралне каматне стопе, *HLW* модела, као и векторског ауторегресионог модела с временски променљивим параметрима, *TVP-VAR*. Према нашем сазнању, ово је први рад у коме се оцењује ниво неутралне каматне стопе за Србију применом *TVP-VAR* модела.

На основу оцењених модела може се извући неколико кључних закључака:

- Према свим оцењеним моделима, као што је то био случај и за друге земље, неутрална каматна стопа у Србији има опадајући тренд у првим годинама након светске економске кризе до почетка 2014. године. Након тога, модели који укључују реални девизни курс за оцену неутралне каматне стопе, као и *TVP-VAR* модел, указују на релативно ниску неутралну каматну стопу или чак наставак њене опадајуће путање.
- Оцена добијена *HLW* моделом највише одступа од осталих оцена и најволатилнија је за посматрани период анализе. Пошто не узима у обзир ефекте реалне апрецијације девизног курса, који су карактерисали нашу економију претходних година, а с обзиром на високе прилива страних директних инвестиција, ову оцену сматрамо најмање релевантном.

- Као и у случају других земаља, ниво оцењене неутралне каматне стопе мења се у зависности од коришћеног модела, а и претпоставке о прајорима параметара модела могу утичу на ниво оцено.

Заједничка карактеристика свих оцењених модела јесте и да је у последње две године неутрална стопа имала растући тренд, али за већину модела (са изузетком *HLW* модела) оцена неутралне стопе је испод или 1%, при чему већина њих указује на и даље рестриктиван карактер монетарне политике.

Литература

- An Armelius, H., M. Solberger, E. Spanberg (2018), Is the Swedish neutral interest rate affected by international developments?, *Sveriges Riksbank economic review* 2018:1.
- Banco Central do Brasil (2023), Inflation Report June 2023, Measures of neutral interest rate in Brasil.
- Benigno, G., B. Hofmann, G. Nuño, D. Sandri (2024) Quo vadis, r^* ? The natural rate of interest after the pandemic, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt2403b.pdf.
- Berger, T., B. Kempa (2014), Time-varying equilibrium rates in small open economies: Evidence for Canada, *Journal of Macroeconomics*, 39 (2014), s. 203–214.
- Bielecki, M., A. Błażejowska, M. Brzoza-Brzezina, K. Kuziemska-Pawlak, G. Szafranski (2023) Estimates and projections of the natural rate of interest for Poland and the euro area, NBP Working Paper No. 364.
- Borio, C. (2021), Navigating by r^* : safe or hazardous?, BIS Working Papers No 982.
- Brand, C., F. Mazelis, (2019), Taylor-rule consistent estimates of the natural rate of interest. European Central Bank. Working Paper Series No 2257.
- Bulir, A. and J. Vlček (2024), The Mirage of Falling R-stars, Working Paper Series 6/2024.
- Carvalho (2023), The euro area natural interest rate – Estimation and importance for monetary policy, https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/re202307_en.pdf.
- Castaing, A., M. Chadwick, J. K. Galimberti, M. Sing, E. Truong, (2024), Estimates of New Zealand's Nominal Neutral Interest Rate, Reserve Bank of New Zealand Bulletin, Vol 87, No 4.
- Centre for Latin American Monetary Studies, editors: E. E. García, I. Kataryniuk (2021), The Natural Interest Rate in Emerging Economies, Joint Research Program XXIII Meeting of the Central Bank Researchers Network.
- Cesa-Bianchi, A., R. Harrison, R. Sajedi, (2022), Decomposing the drivers of Global R^* , Bank of England Staff Working Paper No. 990.
- Del Negro, M., D. Giannone, M. P. Giannoni, A. Tambalotti, (2019), Global trends in interest rates. *Journal of International Economics*, 118, pp. 248–262.
- Del Negro, M., D. Giannone, M. P. Giannoni, A. Tambalotti, (2017), Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest. *Brookings Papers on Economic Activity*, 48, 235–316.
- Đukić M., Momčilo M. & Trajčev Lj. (2011). „Structure and use of the medium-term projection model in the National Bank of Serbia”, *Economic Annals*, volume LVI, no. 188 / UDC: 3.33 ISSN: 0013–3264.
- Economic Bulletin Issue 1, 2025, <https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/html/eb202501.en.html#toc22>.
- Galí, J., T. Monacelli, (2005), Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734.
- Hlédik, T., and J. Vlček, (2018), Quantifying the Natural Rate of Interest in a Small Open Economy – The Czech Case.” Czech National Bank Working Paper, No. 7.
- Holston, K., T. Laubach, J. C. Williams (2017), Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants, *Journal of International Economics* 108, pp. S59–S75.

- Holston, K., T. Laubach, J. C. Williams (2020), Measuring the Natural Rate of Interest After COVID19*, https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/economists/williams/HLW_2023.
- IMF (2023), „The Natural Rate of Interest: Drivers and Implications for Policy”, Chapter 2 in IMF World Economic Outlook: A Rocky Recovery, April 2023, International Monetary Fund.
- Laubach, Th., J. C. Williams (2003), Measuring the Natural Rate of Interest, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 4, pp. 1063–70.
- Lubik Th., Ch. Matthes (2015), Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application Economic Quarterly, Volume 101, Number 4, Fourth Quarter 2015, Pages 323:352.
- Lubik, T., C. Matthes (2015), Calculating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches, *Economic Brief EB15-10*, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Mesonnier, Jean-Stephane, Renne, Jean-Paul, 2007. A time-varying „natural” rate of interest for the euro area, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 51(7), pp. 1768–1784, October.
- Momčilović M., Miletić M. (2024), Analiza uticaja faktora s tržišta rada na kretanje inflacije u Srbiji, *Zbornik radova*, septembar 2024.
- Platzer, J., M. Peruffo. (2022), Secular Drivers of the Natural Rate of Interest in the United States: A Quantitative Evaluation, *IMF Working Paper No 2*.
- Primiceri, Giorgio E. 2005., Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy, *Review of Economic Studies* 72 (July): 821:52.
- Ruch, F. U. (2021), Neutral Real Interest Rates in Inflation Targeting Emerging and Developing Economies, *Policy Research Working Paper 9711*.
- Seim, A. (2024), Neutral interest rate – meaning, limitations and assessment, <https://www.bis.org/review/r241127p.pdf>.
- Stefański, M. (2018). Natural Rate of Interest in a Small Open Economy with Application to CEE Countries. mimeo.
- Wicksell, K. (1898), *Interest and Prices: A Study of the Causes Regulating the Value of Money*. (R. F. Kahn, Trans.) New York: MacMillan.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.

АНАЛИЗА АСИМЕТРИЧНИХ ЕФЕКТА ФИСКАЛНЕ ПОЛИТИКЕ У СРБИЈИ

Андреа Јовић

© Народна банка Србије, септембар, 2025.

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 асиметричних ефеката фискалне политике у Србији

Андреа Јовић

Апстракт: Истраживање се бави анализом утицаја фискалне политике на економску активност у Србији, с посебним фокусом на асиметричност ефеката у кратком и дугом року. Користећи податке за период од првог тромесечја 2007. до првог тромесечја 2025. године, применили смо нелинеарни ауторегресиони модел распоређених доцњи (енгл. *NARDL*), што је омогућило раздвајање позитивних и негативних фискалних шокова и испитивање њиховог утицаја на реални БДП. У модел су укључене контролне варијабле: реални ефективни девизни курс, индекс потрошачких цена и референтна каматна стопа, како би се прецизније сагледао утицај фискалне политике. Резултати показују да фискална политика у Србији има готово симетричне ефекте и у кратком, и у дугом року, при чему повећање јавних расхода од 1% утиче на раст БДП-а за 0,55% у дугом року, док смањење јавних расхода за исту меру доприноси смањењу БДП-а за 0,47%. Ефекти фискалне политике на агрегатну тражњу сугеришу да контрациклични приступ – повећање државних издатака у периодима рецесије и рационализација (штедња) у периодима експанзије – може допринети стабилнијем привредном расту, уз очување фискалне одрживости. Препоруке укључују доследну и одговорну употребу фискалних инструмената, координацију с монетарном политиком и планирање дугорочне фискалне стратегије усмерене на одржив раст и стабилност економије.

Кључне речи: фискална политика, текући јавни расходи, БДП, *Non-linear ARDL* модел.

[JEL Code]: H30, H50, O47

Нетехнички резиме

Фискална политика представља један од кључних инструмената економске политике у управљању макроекономским перформансама и подразумева употребу јавних прихода и јавних расхода ради спречавања прекомерних флукуација привредне активности. Улога и значај фискалне политике мењали су се у складу с променама макроекономске парадигме, а према тренутном консензусу фискална политика треба да има контрацикличан карактер – да у периодима рецесије подстиче привредну активност, и обрнуто. У складу с тим, у овом истраживању емпиријски смо испитали ефекте степена експанзивности фискалне политике на економску активност, с посебним фокусом на анализу њихове асиметричности.

Фискална политика у Србији у претходне готово две деценије пролазила је кроз различите фазе, у складу са изазовима из домаћег и међународног окружења. Почетне године посматрања обележили су растући примарни фискални дефицит и повећање јавног дуга, чему је у великој мери допринела светска економска криза. Као одговор на растући ниво јавног дуга, Влада Србије је крајем 2012. започела са спровођењем мера фискалне консолидације, најпре усмерених на приходну страну буџета. Међутим, од 2014. уведене су и мере на расходној страни, од којих је најзначајније било смањење плата у јавном сектору и пензија. Ове мере, заједно са убрзаним растом економске активности у земљи по основу приватних инвестиција и извоза, дале су резултате у наредном периоду, при чему је у четири узастопне године у периоду 2016–2019. године остварен суфицит примарног фискалног биланса, уз истовремено смањење укупног јавног дуга и у релативном (учешће у БДП-у) и у апсолутном износу. Повољни трендови прекинути су 2020. године услед пандемије вируса корона, када је остварен висок фискални дефицит уз раст јавног дуга ради подршке привредној активности погођене пандемијом да би већ од 2021. године била настављена силазна путања дефицита и опадајућа путања јавног дуга.

У раду је спроведена емпиријска анализа ефеката фискалне политике на економску активност Србије у периоду од Т1 2007. закључно са Т1 2025. године, а коришћен је економетријски модел (*NARDL*), који омогућава да се посебно испитају ефекти позитивних и негативних промена у државној потрошњи, тј. њеног раста и смањења. У модел су укључене и контролне варијабле – реални ефективни девизни курс динара, индекс потрошачких цена и референтна каматна стопа Народне банке Србије, како би се добила потпунија слика о утицају фискалне политике. Резултати показују да експанзивна и рестриктивна фискална политика у Србији имају симетричне ефекте и у кратком и у дугом року, тј. да економска активност једнако реагује на раст и смањење јавних расхода, само у супротном смеру, при чему су ефекти фискалне политике на економску активност знатно израженији у дугом року. Конкретно, раст јавних расхода за 1% доводи до повећања БДП-а за око 0,55%, док њихово смањење за исти износ смањује БДП за приближно 0,47%, посматрано у дугом року.

Садржај:

1. Увод	42
2. Теоријски оквир и преглед литературе	42
3. Фискална политика у Србији	45
4. Подаци и методологија истраживања	46
5. Емпијска анализа утицаја ефеката фискалне политике на економску активност у Србији.....	48
6. Закључак.....	55
Литература	56

1. Увод

Фискална политика, заједно с монетарном политиком, представља кључну полугу економске политике државе, а њени најважнији инструменти су јавни приходи и јавни расходи. Приступ и ставови о значају фискалне политике мењали су се кроз историју – од класичних економиста, који су истицали ограничену улогу државе, преко Кејнса и концепта активне интервенције, затим монетариста и представника нове класичне макроекономије, који су поново ограничавали улогу државе, до нових кејнзијанаца, који заговарају активан приступ у координацији с монетарном политиком. У претходном периоду фискална политика у Србији имала је значајну улогу у подстицању економске активности, након успешно спроведене фискалне консолидације ради стабилизације јавних финансија, нарочито путем мера подршке привреди и становништву током екстерних шокова.

Бројна претходна истраживања бавила су се анализом ефеката фискалне политике на економску активност, што представља основу овог рада. За мерење фискалне политике користили смо текуће јавне расходе, који прецизно апроксимирају фискалну политику и често се користе као регресор у сличним емпиријским студијама. При томе, у модел смо укључили одговарајуће контролне варијабле – реални ефективни девизни курс, индекс потрошачких цена и референтну каматну стопу Народне банке Србије, како би се боље сагледао утицај фискалне политике на економску активност. У истраживању су најпре спроведени тестови јединичних корена, који су показали да су временске серије различитог нивоа интегрисаности — $I(0)$ или $I(1)$, због чега смо користили нелинеарни ауторегресиони модел распоређених доцњи (енгл. *Non-linear Autoregressive Distributed Lag – NARDL*). Конструисани модел је добро спецификован, стабилан и испуњава све претпоставке, што су показали одговарајући тестови, а добијени резултати су у складу са очекивањима.

Циљ овог рада је да испита да ли фискална политика доприноси привредном расту у Србији, као и да утврди да ли су ефекти експанзивне и рестриктивне фискалне политике асиметрични, на шта упућује поједина литература. Емпиријски резултати показују да фискална политика значајно одређује брзину привредног раста у Србији, при чему су ефекти експанзивне и рестриктивне фискалне политике симетрични.

Рад је структуриран на следећи начин. У првом делу представљена је улога и значај фискалне политике, као и преглед релевантне литературе. У другом делу осврнули смо се на кретања фискалне политике у Србији у претходном периоду. Трећи део посвећен је методологији и опису података коришћених у емпиријском истраживању. Четврти део обухвата резултате истраживања и њихову анализу, док последњи део садржи закључна разматрања.

2. Теоријски оквир и преглед литературе

Фискална политика представља скуп мера које држава спроводи коришћењем јавних прихода и расхода како би утицала на макроекономске варијабле, првенствено с циљем ублажавања прекомерних флукуација привредног раста (*Fabris, Jandrić & Ješić*,

2023). С тим у вези, током периода рецесије препоручује се експанзивна фискална политика, која подразумева повећање државне потрошње, што директно стимулише агрегатну тражњу и/или смањење пореза, што за резултат има повећање расположивог дохотка. Насупрот томе, у периодима експанзије и у условима тзв. прегрејане тражње треба водити рестриктивну фискалну политику да би се сузбили инфлаторни притисци. Поред овог, стабилизационог циља, фискална политика има још два основна циља – алокативни и редистрибутивни, који нису у фокусу овог рада.

Фискална политика у економској теорији добија на значају након Велике депресије у САД тридесетих година XX века, након што представници класичне теорије нису имали одговарајућа решења за тадашњи пад економске активности и раст незапослености. У том контексту, интервенционистички приступ заснован на кејнзијанској теорији преузео је примат као ефикасан инструмент економске стабилизације. Доминација кејнзијанске парадигме трајала је до периода нафтне кризе и стагфлације, након чега фискална политика губи на значају услед успона монетаристичке школе и теорије реалних пословних циклуса (Hall, 1992). Међутим, Велика рецесија је прилично пољуљала темеље новог консензуса (Mihajlović & Marjanović, 2019), након које је фискална политика поново у фокусу носилаца економских политика, у складу с теоријом нових кејнзијанаца. Имајући ово у виду, јасно је да су шокови који су снажно погодили светску економију у последњим годинама – укључујући пандемију вируса корона, енергетску кризу, као и геополитичке тензије и трговински протекционизам – имали за последицу значајне интервенције држава. Ово је било нарочито видљиво током пандемије, у условима снажног пада економске активности, када је већина држава одговорила високим пакетима помоћи.

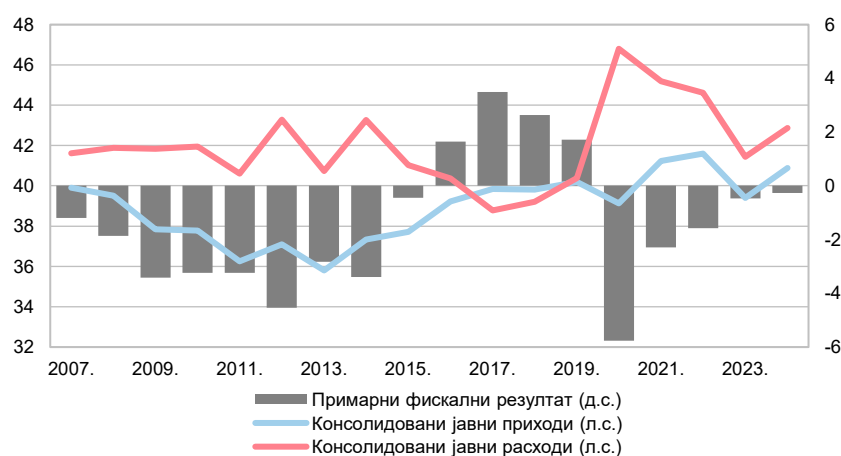
Према економској теорији, постоји неколико фактора због којих фискална политика може да има асиметричне ефекте на привредни раст, при чему се најчешће истичу ефекат истискивања (енгл. *crowding out*) и номиналне ригидности (Kandil, 2001; Branichon, Matthes & Price, 2017; Xu & Wu, 2023). Ови фактори одражавају се на величину фискалног мултипликатора, који представља меру промене БДП-а услед промене у фискалној потрошњи. Када је реч о номиналним ригидностима, пре свега ригидности цена (енгл. *sticky prices*) и плата, у фокусу је новокејнзијанско тумачење споријег прилагођавања цена и плата наниже и знатно флексибилније прилагођавање навише, што за последицу има снажније ефекте негативног фискалног шока. Другим речима, привреда ће приликом рестриктивне фискалне политике смањити количине а не цене, док ће приликом експанзивне фискалне политике прилагодити и количине и цене. Слично томе, ефекат истискивања такође указује на потенцијално снажније ефекте рестриктивне фискалне политике у односу на експанзивну. Конкретно, када држава повећава потрошњу финансирану задуживањем, каматне стопе расту, што ограничава приватне инвестиције и потрошњу, те смањује укупан ефекат експанзивне политике.

У стручној литератури постоји велики број радова који су емпиријски истраживали ефекте фискалне политике на привредни раст. Међутим, већина ових радова полази од претпоставке да су ти ефекти линеарни и да фискална политика има симетричне ефекте на економску активност, независно од смера реакције (Shevchuk & Roman, 2018; Deskar-

Škrbić & Šimović, 2017; Klyuev & Snudden, 2011; Mirdala, 2009; Ocran, 2011; Quashigah, Grace & Pickson, 2016). Насупрот томе Yusuf и Mohd (2021) су показали да су ефекти фискалне политике у Нигерији у периоду 1980–2018. били асиметрични и у кратком и у дугом року, при чему су варијабле које апроксимирају фискалну политику и раст БДП-а коинтегрисане. Слично томе, коинтегрисаност коришћених временских серија и асиметричност ефеката фискалне политике у Сомалији у периоду 1970–2019. доказали су Ali, Mohamed и Mohamed (2024), при чему је дугорочни ефекат рестриктивне фискалне политике израженији, док је у кратком року обрнуто. Насупрот томе, Donkor и други (2022) су показали да у дугом року позитиван фискални импулс има снажнији ефекат од негативног на привредни раст у Гани. На примеру Турске Kocman (2022) је истраживао асиметричност ефеката фискалне и монетарне политике у периоду 2005–2019, где је доказао да економска активност више реагује на рестриктивну фискалну политику. Када су у питању европске земље у развоју, Asandului и други (2021) су анализирали асиметричне ефекте фискалне политике на инфлацију и економску активност у дванаест бивших социјалистичких земаља. Они наводе да фискална експанзија може чак имати и негативне ефекте на економску активност у дугом року, јер инфлаторни ефекат фискалног стимуланса надмашује ефекат фискалног мултипликатора.

Када је реч о истраживањима у развијеним земљама, Sosvilla-Rivero и Rubio-Guerrero (2022) су на примеру Шпаније показали да повећање јавне потрошње и смањење пореза позитивно утиче на привредни раст у кратком и у дугом року, и обрнуто, при чему су ефекти позитивног фискалног шока израженији. Они су у истраживању користили линеарни и нелинеарни ауторегресиони модел распоређених доцњи за период 1980–2020. Асиметричне ефекте фискалне политике на привредну активност у Немачкој, у зависности од фазе пословног циклуса, испитивали су Baum и Koester (2011), који су показали да фискална политика има знатно снажније ефекте у периоду криза, тј. када је производни јаз негативан. Према истраживањима које су спровели Gogas и Pragidis (2013, 2015), фискална политика у САД у периоду 1967–2011. имала је асиметричне ефекте на БДП, при чему експанзивна фискална политика има

Графикон 1. Примарни фискални резултат буџета опште државе
(у % БДП-а)



Извор: Министарство финансија.

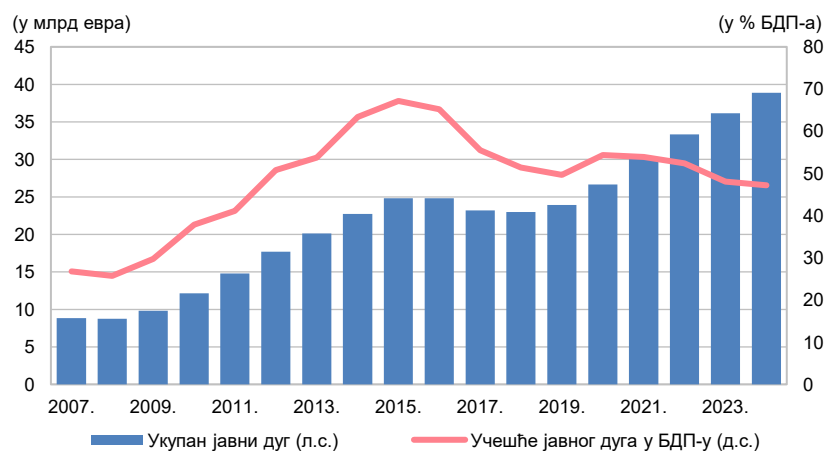
снажнији утицај. Насупрот томе, већи утицај рестриктивне фискалне политике на БДП у САД потврдили су и *Xi* и *Wu* (*Xi & Wu*, 2023). Упркос бројним спроведеним истраживањима, у целини гледано, може се рећи да нема јединственог закључка о симетричности ефеката фискалне политике, што указује да они зависе од специфичности сваке земље понаособ, периода обухвата анализе и фазе циклуса и структуре јавних финансија.

3. Фискална политика у Србији

Фискална политика у Србији у претходне готово две деценије пролазила је кроз различите фазе, у складу са изазовима из домаћег и међународног окружења. Током првих година посматрања, светска економска криза неповољно се одразила на фискална кретања (*Kisin, Mašović & Ignjatović*, 2021). С тим у вези, примарни фискални дефицит (фискални дефицит без трошкова камата) повећан је са 1,2% БДП-а у 2007. години на 4,5% у 2012. години, што се одразило и на растућу динамику јавног дуга, исказаног као учешће у БДП-у, који је достигао 50,8%. Као одговор на растући ниво дуга, Влада је у октобру 2012. започела спровођење мера фискалне консолидације, које су пре свега биле усмерене на приходну страну буџета, најзначајније путем повећања стопе ПДВ-а са 18% на 20%. Међутим, иако је примарни дефицит смањен, укупни јавни дуг наставио је да расте, тако да је крајем 2014. достигао 63,4% БДП-а, због чега су усвојене нове мере фискалне консолидације, да би се раст јавног дуга зауставио и обезбедила одрживост јавних финансија. Трогодишњи програм фискалне консолидације обухватао је смањење плата у јавном сектору и пензија, док је на приходној страни кључни фокус био на смањењу сиве економије и пореске евазије.

Фискална консолидација имала је позитивне резултате у наредном периоду, при чему је већ 2015. примарни дефицит смањен на свега 0,5% БДП-а, док је у наредне четири године остварен суфицит. Таква кретања позитивно су се одразила и на кретање јавног дуга, који је крајем 2019. смањен на 49,7% БДП-а, што није искључиво резултат

Графикон 2. Јавни дуг Републике Србије – централни ниво власти



Извор: Министарство финансија.

раста реалног БДП-а, већ и смањења укупног дуга, апсолутно посматрано, за око 1 млрд евра у односу на 2015. годину.

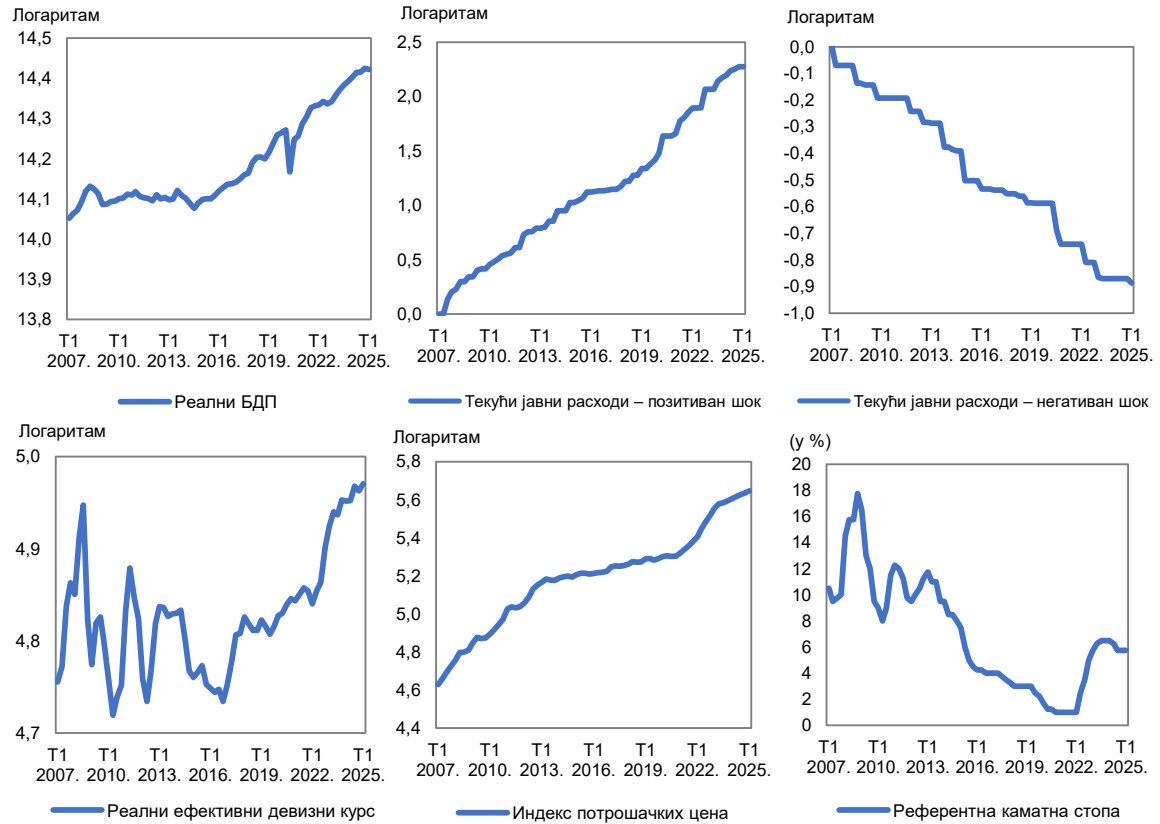
Повољна фискална кретања прекинута су 2020. године под утицајем пандемије вируса корона, која је захтевала снажну реакцију државе путем пакета економске подршке привреди, уз истовремено повећање трошкова здравствене заштите грађана (Kisin, Ignjatović, 2020). С тим у вези, у 2020. години остварен је примарни фискални дефицит од 5,8% БДП-а, уз повећање јавног дуга на 54,4% БДП-а, али су, према мишљењу Светске банке, тиме ефекти пандемије, пре свега на тржиште рада, били знатно ублажени (2021). Док је Фискални савет истицао да је пакет економске помоћи у Србији био релативно посматрано обимнији у односу на упоредиве земље средње и источне Европе, при чему су неке мере биле неселективне, због чега су показале ограничену ефикасност (2022), према мишљењу Светске банке, обим пакета помоћи у Србији био је могућ захваљујући успешно спроведеној фискалној консолидацији у годинама које су претходиле кризи, што је омогућило стабилан фискални простор за реаговање (2021). Упркос бројним изазовима из међународног окружења (енергетска криза, геополитичке тензије, трговински протекционизам), наставком вођења одговорне фискалне политике, примарни фискални дефицит је последично до 2024. смањен на свега -0,3% БДП-а, уз истовремени пад јавног дуга на 47,2%, што је знатно испод мастрихтског критеријума.

4. Подаци и методологија истраживања

У емпиријском истраживању коришћени су тромесечни подаци Републичког завода за статистику, Народне банке Србије и Министарства финансија, за период Т1 2007 – Т1 2025. У складу с претходном литературом која се бавила сличним истраживањима, као апроксимацију фискалне политике користили смо текуће расходе државе, на консолидованом нивоу. Зависна променљива у моделу је реални БДП, при чему су обе варијабле сезонски прилагођене, методом *ARIMA Consensus X-13*. Поред тога, у модел су, у својству контролних варијабли, укључени реални ефективни курс, индекс потрошачких цена и референтна каматна стопа. Све варијабле су трансформисане у логаритамске облике, како би се смањила хетероскедастичност и омогућила интерпретација коефицијената као еластичности, изузев референтне каматне стопе, која је коришћена у оригиналном облику, с обзиром да може имати нулте или негативне вредности.

Избор одговарајуће методологије за анализу временских серија најважнији је корак у истраживању, због чега смо у раду користили алгоритам за одабир методологије који су развили *Shrestha* и *Bhatta* (2018). Након прикупљања наведених података, спровели смо тестове јединичних коренова, где смо утврдили да су променљиве различитог реда интегрисаности – $I(0)$ или $I(1)$, због чега је за истраживање одабран нелинеарни ауторегресиони модел распоређених доцњи (енгл. *Non-linear Autoregressive Distributed Lag, NARDL*). Како бисмо обезбедили робусност резултата у утврђивању стационарности временских серија, у раду су спроведени тестови јединичног корена *ADF (Augmented Dickey–Fuller)* и *KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin)*.

Графикон 3. Временске серије варијабли које су предмет емпиријске анализе



Извор: Републички завод за статистику, Народна банка Србије и Министарство финансија.

Модел *NARDL* развили су *Shin, Yu* и *Greenwood-Nimmo* (2014) и представља проширење линеарног модела распоређених доцњи (*ARDL*), који су конструисали *Pesaran, Shin* и *Smith* (2001). Како би се применио, све варијабли морају бити интегрисане реда нула или један. Предност овог модела јесте боље обухватање динамике односа променљивих и избегавање проблема аутокорељације резидуала, имајући у виду да се као регресори укључују вредности зависне варијабли и независних варијабли са одређеном доцњом (*Mihajlović, 2020*). Такође, овај модел омогућава декомпозицију промена независних варијабли на позитивне и негативне шокове, што пружа могућност испитивања асиметричних ефеката на зависну променљиву. Прва једначина показује општу форму *NARDL* модела, где је y_t зависна променљива, док су x_{t-j}^+ и x_{t-j}^- декомпоноване позитивне и негативне промене независне променљиве, а ε_t је стохастичка грешка.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi y_{t-1} + \sum_{j=0}^g (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (1)$$

При томе, парцијалне суме позитивних и негативних промена независне променљиве добијене су на следећи начин:

$$x_t^+ = \sum_{j=0}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=0}^t \max(\Delta x_j, 0) \quad x_t^- = \sum_{j=0}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=0}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (2)$$

Након утврђивања стационарности временских серија и конструисања парцијалних сума позитивних и негативних промена у серијама које апроксимирају фискалну политику, спроведен је тест критичних граничних вредности (*bounds test*), како би се испитала коинтеграција варијабли. Како бисмо одговорили на истраживачка питања, спроведен је *Wald* тест дугорочне и краткорочне асиметричности, након чега је тестирана стабилност модела.

5. Емпиријска анализа утицаја ефеката фискалне политике на економску активност у Србији

Трећа једначина показује модел који ће бити оцењен, при чему је зависна променљива логаритам реалног БДП-а ($\ln y$), β – константа у моделу, а λ – краткорочни коефицијент уз ауторегресивне компоненте модела. Параметри δ_i^+ и δ_i^- представљају краткорочне коефицијенте уз парцијалне суме позитивних ($\ln e_{pos}$) и негативних ($\ln e_{neg}$) промена фискалне потрошње, респективно. У складу са економском теоријом, очекујемо позитивне вредности код оба параметра, јер раст фискалне потрошње има стимулативан ефекат на економску активност, и обрнуто. Параметри $\gamma_i^{(1)}$, $\gamma_i^{(2)}$ и $\gamma_i^{(3)}$ представљају краткорочне коефицијенте уз контролне променљиве у моделу: реални ефективни девизни курс ($\ln ex$), индекс потрошачких цена ($\ln p$) и референтну каматну стопу ($\ln t$), респективно. Очекиван је негативан предзнак уз реални ефективни девизни курс, зато што реална апрецијација смањује конкурентност домаће привреде, што умањује извоз и укупну економску активност. За коефицијент уз индекс потрошачких цена такође очекујемо негативан предзнак, имајући у виду да раст цена смањује реални расположиви доходак и агрегатну тражњу. Негативан предзнак очекује се и код коефицијента уз референтну каматну стопу, чији раст доводи до смањења инвестиција и потрошње.

Истовремено, ρ представља коефицијент уз ауторегресиону компоненту модела у дугом року, док Φ^+ и Φ^- представљају коефицијенте уз дугорочне ефекте позитивног односно негативног фискалног шока, респективно, при чему и у овом случају очекујемо позитивне предзнаке. Коефицијенти уз дугорочне ефекте контролних променљивих модела јесу θ_1 , θ_2 и θ_3 . У дугом року очекујемо да реални ефективни курс и економска активност имају позитивну везу, што се може објаснити *Balassa–Samuelson* ефектом (*Amstad & Mauro*, 2017), који подразумева реалну апрецијацију валуте као резултат раста продуктивности у разменљивим секторима привреде (*Bussiere, Lopez & Tille*, 2014). Поред тога, постоје докази да апрецијација реалног курса путем јефтинијег увоза може допринети вишем привредном расту и нижој инфлацији и у развијеним земљама и у земљама у развоју (*Kandil*, 2015). Коефицијент θ_2 односи се на дугорочни ефекат индекса потрошачких цена, за који се очекује негативан предзнак, као и за θ_3 , који представља дугорочни ефекат референтне каматне стопе. V_i означава случајну грешку модела.

$$\Delta \ln y_t = \beta + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta \ln y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_i^+ \Delta \ln e_pos_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i^- \Delta \ln e_neg_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i^{(1)} \Delta \ln ex_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i^{(2)} \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i^{(3)} \Delta \ln int_{t-i} + \rho \ln y_{t-1} + \Phi^+ \ln e_pos_{t-1} + \Phi^- \ln e_neg_{t-1} + \theta_1 \ln ex_{t-1} + \theta_2 \ln p_{t-1} + \theta_3 \ln int_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Међутим, наведени коефицијенти (Φ^+ , Φ^-) одражавају дугорочне ефекте условљене тренутним и краткорочним променама у моделу. Другим речима, они нису потпуно „чисти” показатељи дугорочног односа између регресора и зависне променљиве, јер узимају у обзир и динамичка прилагођавања у кратком року. Због тога смо конструисали коинтеграционе коефицијенте, који представљају дугорочан однос међу променљивима без утицаја краткорочних флукуација, који су приказани у четвртој једначини, при чему L^+ означава коефицијент уз дугорочне ефекте позитивних промена фискалне потрошње, а L^- коефицијент уз дугорочне ефекте негативних промена фискалне потрошње.

$$L^+ = \frac{-\Phi^+}{\rho}; L^- = \frac{-\Phi^-}{\rho} \quad (4)$$

Полазне хипотезе истраживања које се односе на асиметричне ефекте фискалне политике на економску активност приказане су у Табели 1. При томе, прва хипотеза односи се на дугорочне ефекте фискалне политике, док се друга хипотеза тиче краткорочних ефеката. У оба случаја, нулте хипотезе подразумевају да су ефекти позитивног и негативног шока фискалне политике на економску активност симетрични. Насупрот томе, алтернативне хипотезе претпостављају асиметричност ових ефеката.

Табела 1. Полазне хипотезе истраживања

H_0	H_1
$L^+ = L^-$	$L^+ \neq L^-$
$\sum_{i=0}^q \delta_i^+ = \sum_{i=0}^q \delta_i^-$	$\sum_{i=0}^q \delta_i^+ \neq \sum_{i=0}^q \delta_i^-$

Извор: израда аутора.

Први корак у емпиријској анализи био је спровођење одговарајућих тестова јединичног корена, како бисмо проверили стационарност коришћених временских серија, при чему смо због веће робусности резултата, у анализи користили **ADF** и **KPSS** тестове. При томе, у случајевима када резултати ових тестова нису били усаглашени, тј. када је један тест указивао на присуство јединичног корена у нивоу, док је други сугерисао стационарност серије, користили смо строжи критеријум за одређивање реда интеграције.

За утврђивање детерминистичких компонената у моделу коришћена је **Stock–Watson процедура**, што је омогућило правилну спецификацију тестова јединичног корена. Резултати спроведених тестова показали су да је серија негативних промена у фискалним расходима стационарна у нивоу – $I(0)$, док су све остале посматране серије стационарне у првој диференци – $I(1)$ (Табела 2). Овакви резултати оправдавају примену **NARDL** модела у даљој емпиријској анализи.

Табела 2. Тестови јединичног корена

Варијабле	Тестирање јединичног корена	ADF (k) тест	Присуство јединичног корена	KPSS тест	Присуство јединичног корена	Детерминистичка компонента
lny	У нивоу	-1,06 (1)	Да	0,28	Да	Константа и тренд
	I диференца	-10,45 (0) ***	Не	0,11*	Не	
ln e_pos	У нивоу	-1,97 (0)	Да	0,19***	Не	Константа и тренд
	I диференца	-10,23 (0)***	Не	-		
ln e_neg	У нивоу	-3,20 (0)*	Не	0,06*	Не	Константа и тренд
	I диференца	-		-		
lnex	У нивоу	-1,25 (2)	Да	0,53***	Не	Константа
	I диференца	-5,20 (2)***	Не	-		
lnp	У нивоу	-2,28 (1)	Да	0,16***	Не	Константа и тренд
	I диференца	-4,52 (0)***	Не	-		
int	У нивоу	-1,61 (1)	Да	0,84	Да	Константа
	I диференца	-4,10 (0)***	Не	0,09*	Не	

Извор: прорачун аутора помоћу EViews 13.

Напомена: Ознака k код ADF теста односи се на број корективних фактора који су додати ради елиминисања аутокорељације у резидуалима. Знак *** означава 1% статистичке значајности, ** означава 5% статистичке значајности, а * означава 10% статистичке значајности.

За одређивање оптималног броја доцњи најпре је конструисан помоћни VAR модел, а одлука је донета на основу информационих критеријума, пре свега SC (Schwarz) критеријума. На основу добијених резултата, оцењен је модел спецификације NARDL (1,1,1,1,1,1). Након тога, спроведен је F-bound тест ограничења, ради провере постојања коинтеграционе везе између посматраних варијабли. Добијена вредност F статистике износи 8,86, што је знатно изнад горње границе критичних вредности за све нивое значајности; с тим у вези, одбацујемо хипотезу о непостојању коинтеграције и потврђује се постојање дугорочне равнотеже између варијабли.

У Табели 3 приказани су резултати NARDL модела који се односи на кратак рок, на основу којих закључујемо да раст фискалне потрошње у Србији, мерен текућим јавним расходима на консолидованом нивоу, подстиче раст укупне економске активности, и обрнуто. Раст фискалних издатака има статистички значајан позитиван утицај на раст БДП-а, при чему повећање издатака у кратком року за 1% доприноси повећању БДП-а од 0,07%. Насупрот томе, иако је коефицијент уз негативан шок фискалних издатака нешто израженији, он није статистички значајан. Коефицијент уз прву доцњу зависне је позитиван и статистички значајан, што указује на високу инерцију раста економске активности, односно да раст у претходном тромесечју од 1% води ка расту од 0,76% у текућем тромесечју.

Када је реч о контролним варијаблама модела, апрецијација реалног ефективног курса и у кратком року има статистички значајан позитиван ефекат на економску

активност, што се објашњава чињеницом да реална апрецијација домаће валуте смањује ниво јавног дуга номинираног у страниј валути, што ослобађа простор за повећање државне потрошње и укупних инвестиција и на тај начин позитивно утиче на економску активност. На раст БДП-а у кратком року негативно утиче раст нивоа цена, мерен индексом потрошачких цена, при чему раст индекса за 1% у односу на претходно тромесечје успорава раст реалног БДП-а за 0,22%, а ефекат је статистички значајан. Насупрот томе, референтна каматна стопа нема статистички значајан утицај на економску активност у кратком року, што није изненађујуће с обзиром на то да се ефекти монетарне политике обично манифестују са одређеним помаком, након три до четири тромесечја. Такође, у модел је укључена вештачка променљива $V2020Q2$, која има вредност 1 у другом тромесечју 2020. године, а вредност 0 у осталим периодима посматрања, како би се обухватио специфичан ефекат шока изазваног пандемијом вируса корона. Ефекат ове променљиве се показао статистички значајним, што оправдава њено укључивање у модел, а коефицијент уз њу сугерише да је пандемија имала изразит негативан шок на економску активност – реални БДП је био за око 13% нижи него што би се очекивало у нормалним условима.

Оцењени коефицијент брзине прилагођавања ($CointEq(-1)$) показује темпо којим се одступања од дугорочне равнотеже коригују у наредним периодима. Коефицијент је статистички значајан, а негативан знак указује на конвергенцију ка дугорочној равнотежи; конкретно, сваког тромесечја се коригује око 24% одступања БДП-а од дугорочне везе са реалним девизним курсом, потрошачким ценама, референтном каматном стопом и карактером фискалне политике.

Табела 3. Оцењен *NARDL* модел у кратком року

Варијабла	Коефицијент	t статистика
Зависна варијабла: промена реалног десезонираног БДП -а – ($\Delta \ln y$)		
$\Delta \ln y_{t-1}$	0,76	13,54***
$\Delta \ln e_{pos,t}$	0,07	2,16**
$\Delta \ln e_{neg,t}$	0,09	1,57
$\Delta \ln e_{x,t}$	0,15	3,55***
$\Delta \ln p_t$	-0,22	-2,80***
$\Delta \ln i_t$	0,0016	1,33
$\Delta V2020Q2$	-0,13	-12,03***
c	3,67	4,66***
Коеф. брзине прилагођавања $CointEq(-1)$	-0,24	-8,27***
R^2	0,77	
Кориговани R^2	0,75	
Период	T1 2007 – T1 2025	

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews* 13.

Напомена: *** означава 1% статистичке значајности, ** означава 5% статистичке значајности, а * означава 10% статистичке значајности.

У дугом року повећање фискалних издатака такође позитивно доприноси расту реалног БДП-а, и обрнуто, при чему су ефекти позитивног шока умерено израженији (Табела 4). Конкретно, повећање фискалних издатака за 1% доводи до

раста економске активности од 0,55%, док смањење фискалних издатака у истој мери негативно доприноси БДП-у за 0,47%, при чему су оба коефицијента статистички значајна. Ови резултати указују на то да су фискални импулси трајно значајан фактор економског раста у Србији.

Коефицијент уз реални ефективни курс статистички је значајан и показује да апрецијација од 1% у дугом року утиче на раст БДП-а за 0,37%, што је у складу са очекивањима. Конкретно, у складу са *Balassa–Samuelson* ефектом, апрецијација домаће валуте указује на снажнију економију, при чему доприноси снижавању цене увоза капитала и енергената, што за резултат има ниже инфлаторне притиске и повољније услове за економски раст. Насупрот томе, пораст нивоа цена у дугом року нарушава куповну моћ и инвестиционо окружење, што потврђује статистички значајан негативан коефицијент, према којем повећање цена од 1% у дугом року смањује економску активност за 0,6%. Насупрот кратком року, референтна каматна стопа се у дугом року показала статистички значајном, при чему њен коефицијент указује да повећање каматне стопе за 1 п.п. смањује реални БДП за приближно 0,79%, што је у складу са очекивањима.

Табела 4. Оцењен *NARDL* модел у дугом року

Варијабла	Коефицијент	<i>t</i> статистика
Зависна варијабла: реални БДП – логаритмоване вредности реалног десезонираног БДП-а ($\ln y$)		
$\ln e_{pos_t}$	0,55	4,72***
$\ln e_{neg_t}$	0,47	2,40**
$\ln ex_t$	0,37	1,97*
$\ln p_t$	-0,60	-4,09***
$\ln i_t$	-0,0079	-2,08**
<i>c</i>	15,21	10,80***
<i>F-Bounds</i> тест статистика		8,86***
Период		T1 2007 – T1 2025.

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews* 13.

Напомена: *** означава 1% статистичке значајности, ** означава 5% статистичке значајности, а * означава 10% статистичке значајности.

Како бисмо испитали да ли је модел стабилан и добро спецификован, спровели смо одговарајуће тестове, чији су резултати приказани у Табели 5. Применом *Jarque–Bera* теста показали смо да су случајне грешке у моделу нормално дистрибуиране, имајући у виду да због високе *p* вредности не можемо одбити нулту хипотезу теста. Како бисмо показали да у моделу није заступљена аутокорељација случајних грешака, примењен је *Breusch–Godfrey* тест аутокорељације, где смо на основу *p* вредности усвојили нулту хипотезу теста. За утврђивање хомоскедастичности случајних грешака примењен је *Glejser* тест, који је показао да у моделу не постоји проблем хетероскедастичности. За проверу специфицираности користили смо *Ramsey RESET* тест, а за проверу

стабилности тестове *CUSUM* и *CUSUM of squares*, који су показали да је модел стабилан и добро спецификован.

Табела 5. Тестови стабилности и спецификованости модела

Претпоставка	Тест	<i>p</i> вредност
Нормалност	<i>Jarque–Bera</i>	0,93
Аутокорејација	<i>Breusch–Godfrey</i>	0,14
Хетероскедастичност	<i>Glejser</i>	0,11
Спецификација модела	<i>Ramsey RESET</i>	0,31
Стабилност модела	<i>CUSUM</i> и <i>CUSUM SQ.</i>	Стабилан

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews* 13.

Коначно, како бисмо испитали да ли су ефекти фискалне политике у Србији асиметрични, спроведен је *Wald* тест, чији су резултати приказани у Табели 6. Добијени резултати не омогућавају одбацивање нултих хипотеза, на основу чега **закључујемо да су ефекти фискалне политике на домаћу економску активност симетрични и у дугом и у кратком року**. Конкретно, иако су ефекти позитивног шока у дугом року нешто израженији у односу на ефекте негативног шока, не постоји статистички значајна разлика која би потврдила асиметричност, тако да оцењујемо да експанзивна и рестриктивна фискална политика имају готово подједнак ефекат на БДП.

Табела 6. Резултати *Wald* теста

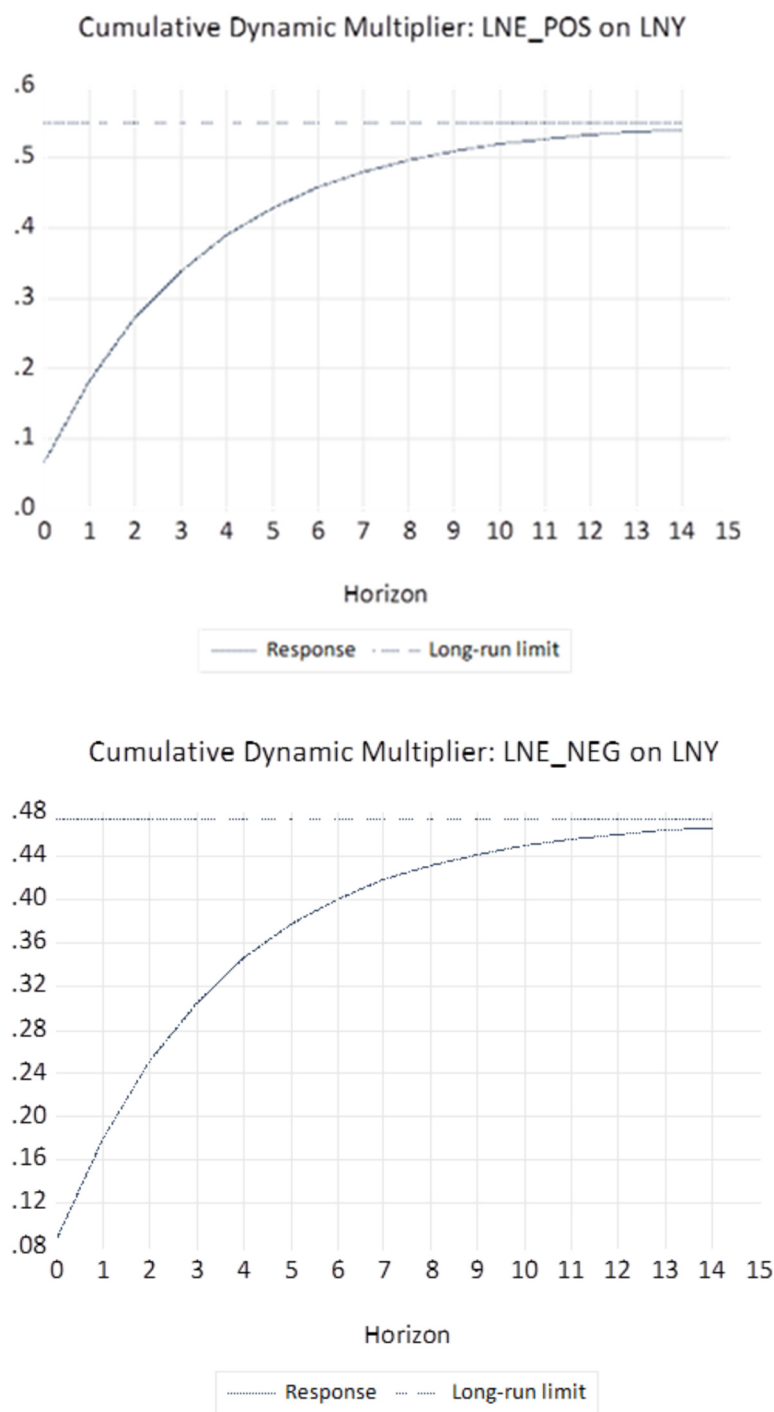
H_0	H_1	<i>p</i> вредност <i>Wald</i> теста
$L^+ = L^-$	$L^+ \neq L^-$	0,55
$\sum_{i=0}^q \delta_i^+ = \sum_{i=0}^q \delta_i^-$	$\sum_{i=0}^q \delta_i^+ \neq \sum_{i=0}^q \delta_i^-$	0,80

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews* 13.

Ефекат позитивног и негативног шока фискалних расхода, као и тенденцију успостављања дугорочне равнотеже након иницијалног шока, могуће је приказати путем динамичких мултипликатора (*Shin, Yu & Greenwood-Nimmo, 2014*). Графикон динамичких мултипликатора за позитиван фискални шок (Графикон 4, лево) показује да је краткорочни ефекат повећања фискалних издатака на раст БДП-а релативно мали и износи око 0,07% у првом тромесечју. У наредним тромесечјима ефекат брзо расте – након годину дана достиже око 0,4%, док се након две године приближава 0,5%. Овај образац указује на **ефикасну трансмисију фискалног шока, која постепено конвергира ка дугорочном ефекту на економску активност од 0,55%, што сугерише да фискална политика има изражен и стабилан утицај на привредни раст у дугом року**.

Динамички мултипликатор за негативни фискални шок (Графикон 4, десно) показује да је иницијални ефекат нешто израженији него код позитивног од око 0,09%, али се раст ефекта одвија спорије – након годину дана ефекат достиже приближно 0,35%, а након две године око 0,43%, конвергирајући у дугом року ка 0,47%.

Графикон 4. Динамички мултипликатор текућих јавних расход



Извор: прорачун аутора помоћу EViews 13.

6. Закључак

На основу спроведеног истраживања и добијених резултата, закључује се да фискална политика у Србији има симетричне ефекте на економску активност и у кратком, и у дугом року. То сугерише да експанзивна и рестриктивна фискална политика готово подједнако утичу на БДП, због чега се препоручује да се фискални инструменти користе доследно и одговорно, а нарочито у периодима привредних флукуација, како би се избегао претерани инфлаторни притисак у периодима експанзије и додатно ограничење раста у периодима рецесије. Такође, очување фискалне одговорности представља значајан фактор за подстицање одрживог дугорочног привредног раста (Јешић, 2023).

Краткорочни ефекат фискалних шокова на економску активност релативно је мали – повећање јавних расхода за 1% доводи до раста БДП-а за 0,07%, док ефекат смањења расхода у истој мери износи око 0,09%. Дугорочни ефекат фискалних шокова знатно је израженији, с растом БДП-а од 0,55% након повећања расхода и смањењем БДП-а за 0,47% након смањења расхода, што указује на стабилан и одржив утицај фискалне политике на економску активност.

С тим у вези, фискална политика треба да има контрациклични карактер, тако да се државни издаци повећавају у периодима рецесије ради подстицања агрегатне тражње (узимајући у обзир висок дугорочни мултипликатор од 0,55%), али водећи рачуна о путањи јавног дуга и одрживом привредном расту. Насупрот томе, у периодима експанзије треба смањити обим фискалних издатака.

Ефекат монетарне политике у дугом року такође се показује као значајан, при чему повећање референтне каматне стопе за 1 п.п. смањује реални БДП за око 0,79%. Остале контролне варијабле – реални ефективни девизни курс и индекс потрошачких цена – у дугом року такође показују статистички значајне ефекте, а њихови смерови утицаја у складу су са очекивањима.

Имајући у виду да је доказан снажан ефекат монетарне политике на економску активност у дугом року, координација фискалне и монетарне политике представља неопходан услов за ефикасност економских политика у постизању макроекономске стабилности, нарочито јер један креатор економске политике најчешће нема потпуну контролабилност над конкретним циљем (Јешић, 2019).

Литература

- Ali, A., Mohamed, J. & Mohamed, O. (2024). Asymmetric modeling of the fiscal policy – economic growth nexus in Somalia. *Cogent Economics & Finance*, 12 (1), 1–13.
- Amstad, M. & Mauro, B. W. (2017). Long-run effects of exchange rate appreciation: Another puzzle? *Aussenwirtschaft*, 68 (1), 63–82.
- Asandului, M., Lupu, D., Maha, L. & Viorica, D. (2021). The asymmetric effects of fiscal policy on inflation and economic activity in post-communist European countries. *Post-Communist Economies*, 33 (7), 899–919.
- Baum, A. & Koester, G. (2011). *The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis*. Berlin: Deutsche Bundesbank.
- Branichon, R., Matthes, C. & Price, D. (2017). *Are the Effects of Fiscal Policy Asymmetric?* Richmond: Economic Brief – Federal Reserve Bank of Richmond.
- Bussiere, M., Lopez, C. & Tille, C. (2014). *Do Real Exchange Rate Appreciations Matter for Growth?* Geneva: Graduate Institute of International and Development Studies.
- Deskar-Škrbić, M. & Šimović, H. (2017). The effectiveness of fiscal spending in Croatia, Slovenia and Serbia: the role of trade openness and public debt level. *Post-communist economies*, 29 (3), 336–358.
- Donkor, M., Kong, Y., Manu, E., Mohammed M. & Bawuah, J. (2022). Does Government Fiscal Policy in Ghana Asymmetrically Affect Growth? *International Journal of Scientific Research in Science and Technology*, 9 (2), 25–40.
- Fabris, N., Jandrić, M. & Ješić, M. (2023). *Ekonomska politika*. Beograd: Centar za izdavačku delatnost Ekonomski fakultet.
- Fiskalni savet. (2022). *Antikrizne budžetske mere tokom pandemije COVID-19: troškovi, rezultati i pouke*. Beograd: Fiskalni savet.
- Gogas, P. & Pragidis, I. (2013). *Asymmetric Fiscal Policy Shocks*. Komotini: Democritus University of Thrace, Department of Economics.
- Gogas, P. & Pragidis, I. (2015). Are there asymmetries in fiscal policy shocks? *Journal of Economic Studies*, 42 (2), 320.
- Hall, P. (1992). The movement from Keynesianism to monetarism: Institutional analysis and British economic policy in the 1970s. U S. Steinmo, K. Thelen, & F. Longstreth, *Structuring politics: Historical institutionalism in comparative analysis*, 90–113, Cambridge: University press.
- Ješić, M. (2019). *Značaj koordinacije monetarne i fiskalne politike za makroekonomsku stabilnost*. Beograd: Ekonomski fakultet.
- Ješić, M. (2023). Drivers of GDP growth: evidence from selected European countries. *Economic annals*, 68, 82.
- Kandil, M. (2001). Asymmetry in the effects of us government spending shocks: evidence and implications. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41 (2), 149.
- Kandil, M. (2015). On the benefits of nominal appreciations: Contrasting evidence across developed and developing countries. *Borsa Istanbul Review*, 15 (4), 223–236.
- Kisin J., Ignjatović J. (2020), COVID-19: Analysis of the economic mitigation measures taken by Serbia, International scientific conference “Economic aspects of the COVID-19 pandemic: How to survive today and cope with tomorrow”, Educons University, Sremska Kamenica, 35–37.

- Kisin J., Mašović A., Ignjatović J. (2021), Growing public debt as a result of the COVID-19 pandemic in the western balkans region: The case of north macedonia and serbia. *Magazine for business economics, entrepreneurship and finance*, 24 (2), 71.
- Klyuev, V. & Snudden, S. (2011). *Effects of fiscal consolidation in the Czech Republic*. International Monetary Fund.
- Kocman, M. (2022). Asymmetric effects of monetary and fiscal policies on the economic activity: empirical evidence from Turkey. *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, 56, 307–322.
- Mihajlović, V. (2020). Novokejnzijska filipsova kriva i efekti domaćih pokretača inflacije u Republici Srbiji. *Ekonomski horizonti*, 22 (2), 89–105.
- Mihajlović, V. & Marjanović, G. (2019). Post-kejnzijska kritika novog konsenzusa u makroekonomiji i pouke za tranzicione privrede. *Ekonomске идеје и пракса*, 34, 21–32.
- Mirdala, R. (2009). Effects of fiscal policy shocks in the European transition economies. *Journal of Applied Research in Finance*, 141–155.
- Ocran, K. (2011). Fiscal policy and economic growth in South Africa. *Journal of Economic Studies*, 38, 604–618.
- Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16 (3), 289–326.
- Quashigah, P., Grace, O.-A. & Pickson. (2016). Empirical analysis of the potency of fiscal policy on economic growth in Ghana. *International Research Journal of Finance and Economics*, 154, 25–36.
- Shevchuk, V. & Roman, K. (2018). Fiscal policy effects in Ukraine. *Argumenta Oeconomica Cracoviensia*, 18, 33–50.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281–314.
- Shrestha, M. & Bhatta, G. (2018). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4, 71–89.
- Sosvilla-Rivero, S. & Rubio-Guerrero, J. (2022). The economic effects of fiscal policy: Further evidence for Spain. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 86, 305–313.
- World bank. (2021). *Western Balkans Regular Economic Report No. 19: Subdued recovery*, Washington.
- World bank. (2021). *Western Balkans Regular Economic Report No. 19: Greening the recovery*, Washington.
- Xu, J. & Wu, S. (2023). The Asymmetric Effect of Government Spending in the United States. *Academic Journal of Management and Social Sciences*, 5 (1), 78.
- Yusuf, A. & Mohd, S. (2021). Asymmetric impact of fiscal policy variables on economic growth in Nigeria. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1–22.

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