
СТРУЧНИ РАДОВИ

ОЦЕНА ПЕРЗИСТЕНТНОСТИ ИНФЛАЦИЈЕ У СРБИЈИ: РЕЗУЛТАТИ ДОБИЈЕНИ КВАНТИЛНОМ АУТОРЕГРЕСИОНОМ АНАЛИЗОМ

Мирјана Милетић, Саво Јаковљевић

© Народна банка Србије, септембар 2026.

Доступно на www.nbs.rs

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

Сектор за економска истраживања и статистику

НАРОДНА БАНКА СРБИЈЕ

Београд, Краља Петра 12

Тел.: (+381 11) 3027 100

Београд, Немањина 17

Тел.: (+381 11) 333 8000

www.nbs.rs

Оцена перзистентности инфлације у Србији: резултати добијени квантилном ауторегресионом анализом

Мирјана Милетић, Саво Јаковљевић

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

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

Нетехнички резиме

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

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

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

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

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

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

Садржај:

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

1. Увод

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

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

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

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

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

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

2. Преглед емпиријске литературе

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. Методолошки концепт квантилне регресије

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

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

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

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

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

Квантилна репрезентација претходног модела, за квантил τ , гласи:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Овај показатељ се рачуна на следећи начин:

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

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

Резултати анализе

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

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

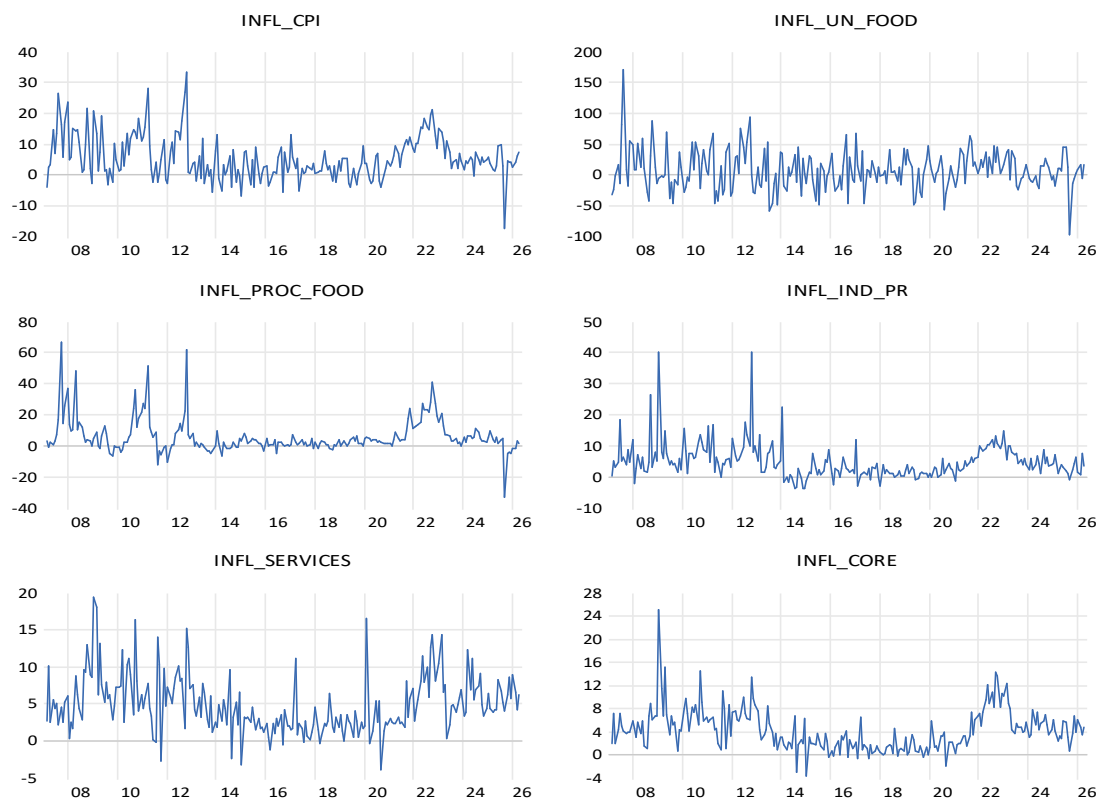
$$\pi_t = 1200 * \left(\frac{\text{index_CPI}_t}{\text{index_CPI}_{t-1}} - 1 \right)$$

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

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

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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

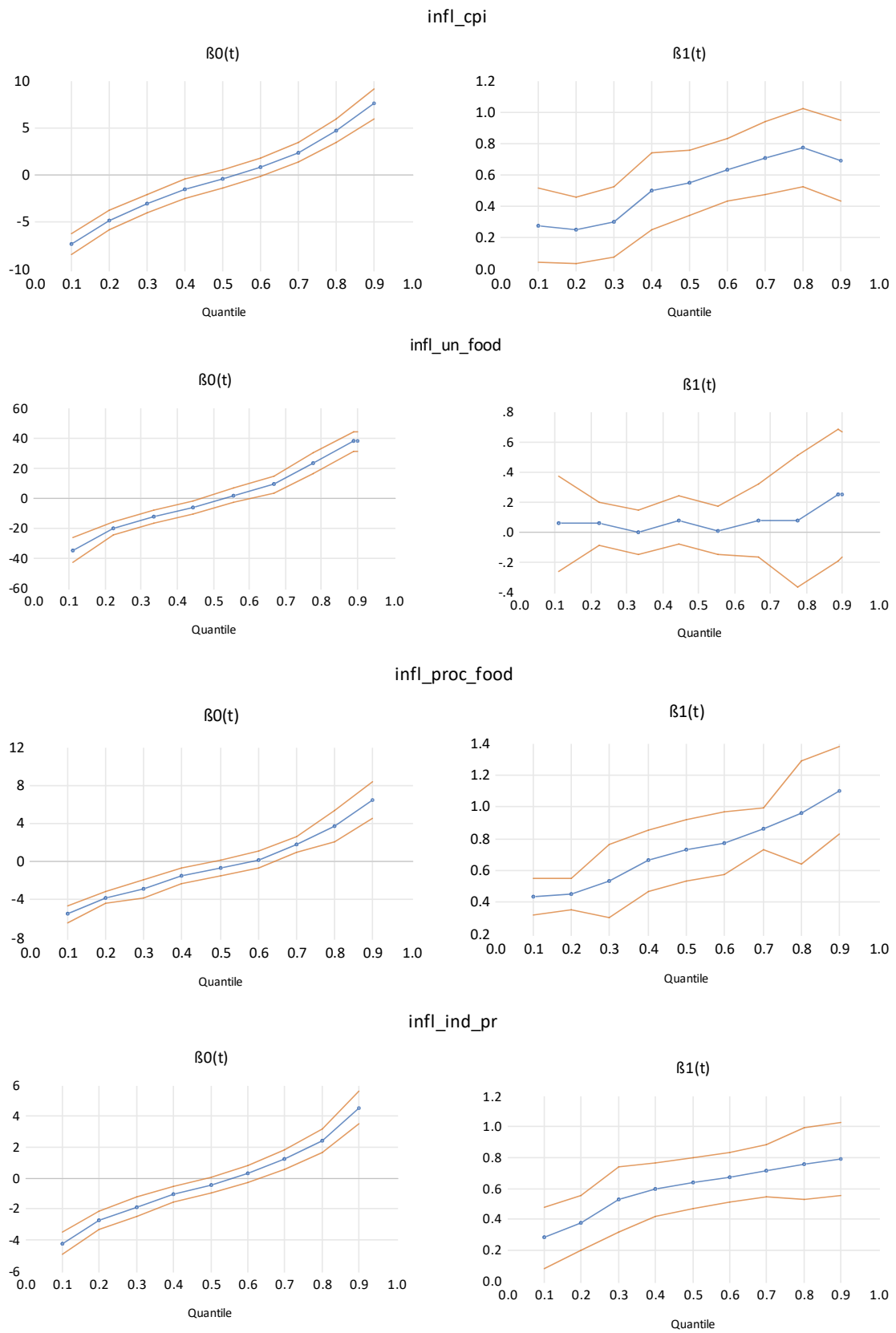
2. За разлику од цена непрерађене хране, за цене прерађене хране уочава се већи степен перзистентности, па се хипотеза о постојању јединичног корена с нивоом значајности од 5% не може одбацивати већ почев од квантила реда 0,6;

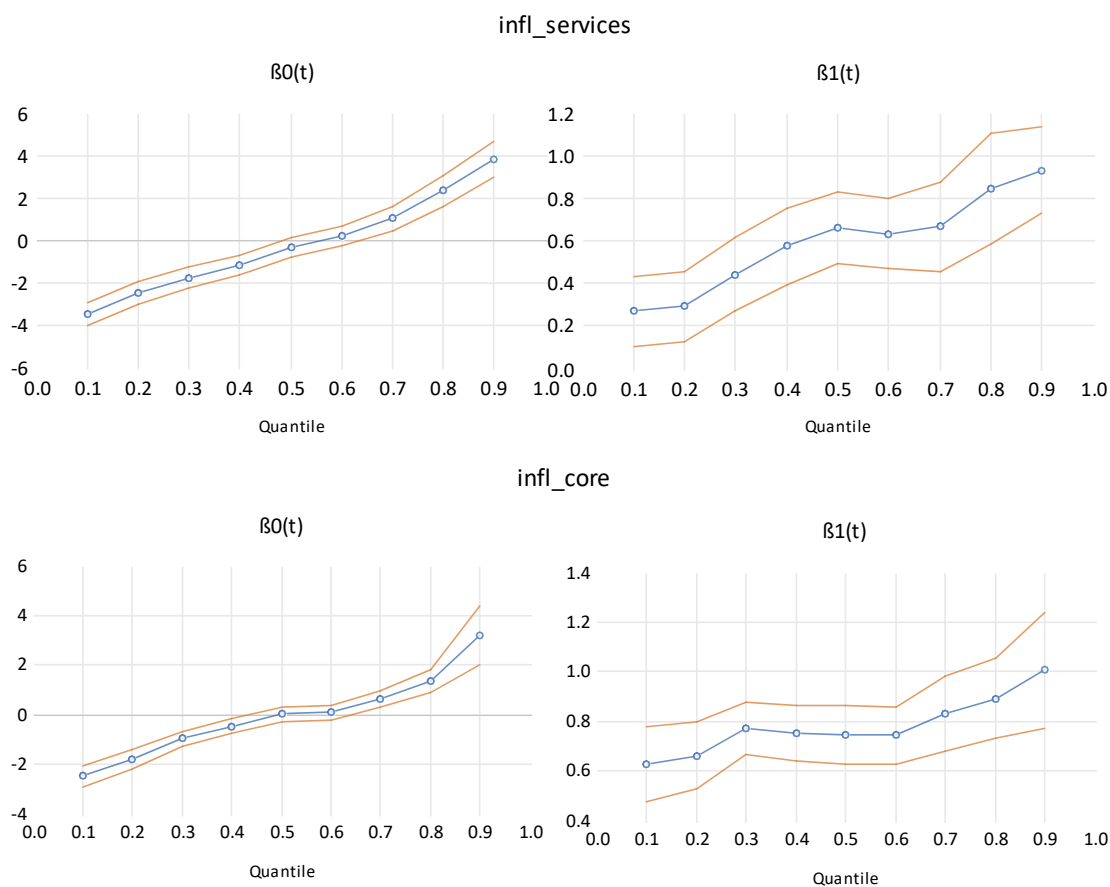
3. Базну инфлацију карактерише већи степен перзистентности од укупне инфлације, при чему је већи степен перзистентности карактеристичан за цене услуга у поређењу с ценама индустријских непрехрамбених производа;

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

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

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





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

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

Табела 3. Вредности HL по квантилима за различите показатеље инфлације

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

Резултати приказани у Табели 3 упућују на следеће закључке:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

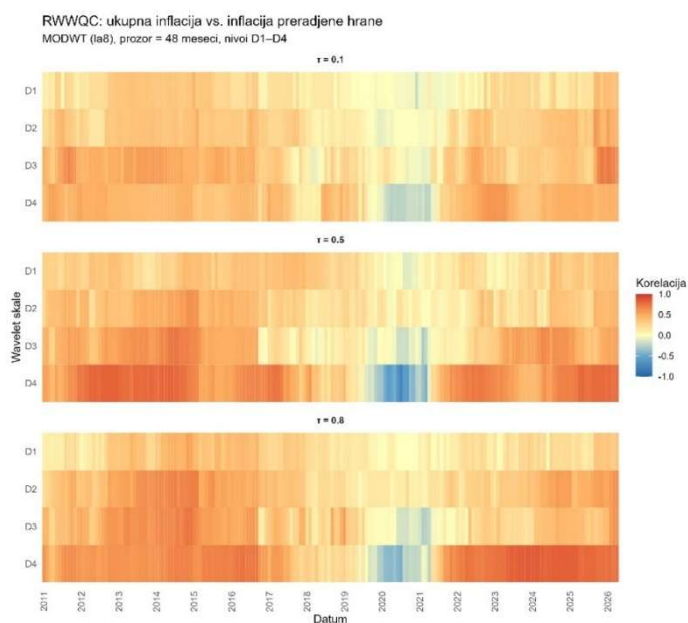
		0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
infl_cpi	$\beta_0(\tau)$	-6,416***	-5,096***	-3,013***	-1,551***	-0,566	0,840***	2,427***	4,509***	7,325***
	$\beta_1(\tau)$	0,071***	0,073***	0,226***	0,319***	0,401***	0,482***	0,553***	0,493***	0,65***
	QKS					11,44***				
infl_core	$\beta_0(\tau)$	-7,053***	-4,897***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

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

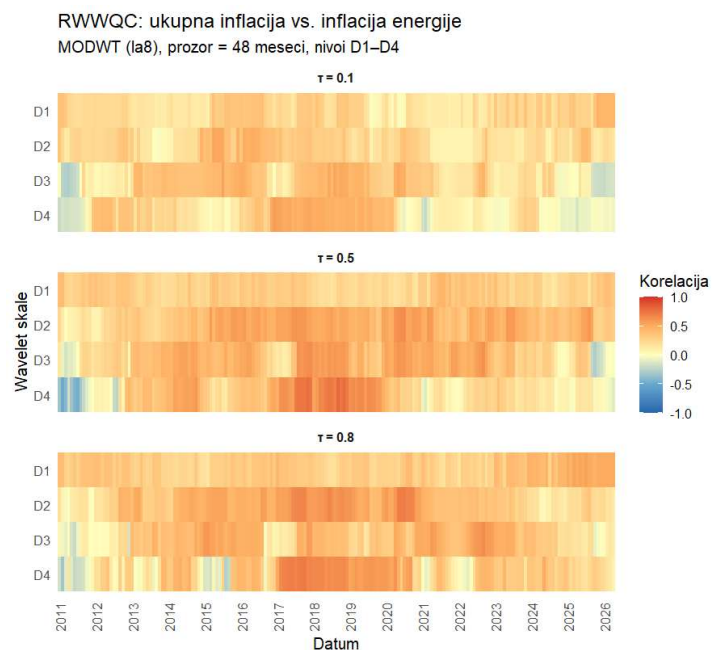
У последњем кораку анализе, како бисмо испитали динамичку зависност перзистентности укупне инфлације од њених компонената методом *RWWQC*, израчуната је корелација између укупне инфлације и њених компонената – цена прерађене хране, цена енергије и базне инфлације. У анализи је коришћен покретни прозор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

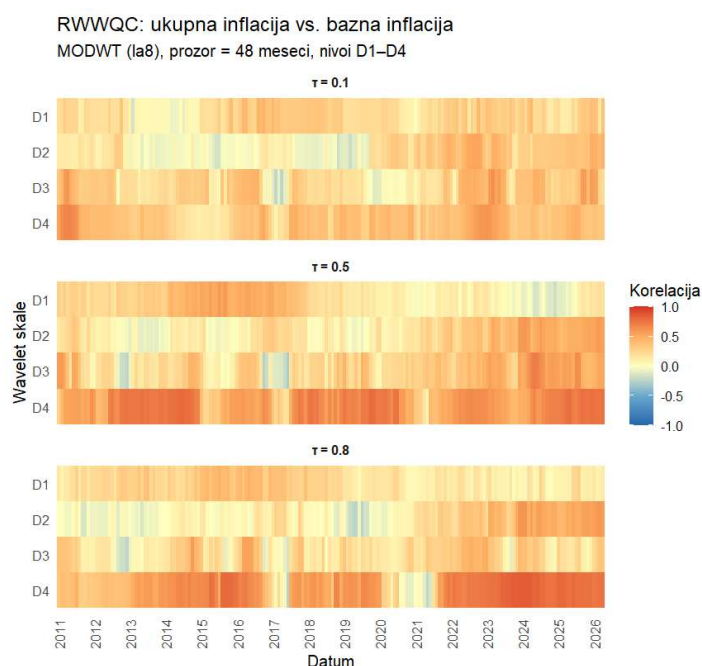
Резултати показују да је корелација између укупне инфлације и цена прерађене хране најјача за више квантиле дистрибуције, тј. када су присутни јачи позитивни инфлаторни шокови. Такође, корелација је најјача за ниво резолуције *D4*, тј. када се посматрају дугорочније фреквенције. Најмањи степен корелације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

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



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



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

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

4. Закључак

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Литература

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

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

