

NELINEARNOST I STACIONARNOST STOPA INFLACIJE: REZULTATI U SLUČAJU ZEMALJA ZAPADNOG BALKANA

Saša Obradović ¹, Gordana Obradović ²

¹ Ekonomski fakultet, Univerzitet u Kragujevcu

² Srednja turističko-ugostiteljska škola, Kragujevac

Korespondencija: sobradovic@kg.ac.rs

Vrsta rada: Stručni rad

Primljeno: 28.10.2018; Prihvaćeno: 20.02.2019

Rezime. U ovom članku istraživali smo prirodu dinamike i ponašanja stope inflacije na primeru zemalja Zapadnog Balkana. Stopa inflacije po rezultatima testiranja u većini posmatranih zemalja može se modelirati kao stacionarni proces. U radu je primenjen test linearnosti, a potom u zavisnosti od rezultata, baterija linearnih i nelinearnih testova jediničnog korena. Posebno su uzeti u obzir, kako strukturni prelomi, tako i asimetrična prilagodavanja u cilju dobijanja robustnih rezultata. Rezultati centrirane kalibracije u jednom slučaju ukazuju na potencijalnu nestacionarnost stope inflacije.

Ključne reči: inflacija, stacionarnost, linearnost, testovi jediničnog korena, monetarna politika.

Uvod

Jedno od glavnih pitanja u većini političkih debata među ekonomista jesti inflacija. Visok stepen istrajnosti inflacije ima važne posledice, pri formulisanju makro-ekonomske politike. Glavno pitanje na koje želimo da odgovorimo u ovom radu jeste da li postoji jedinični koren u stopi inflacije, ili

je ista stacionarna po svojoj prirodi. Testiranje prisustva jediničnog korena u inflaciji pobudilo je značajniji interes početkom 80-tih godina prošloga veka u čuvenoj studiji Nelsona i Plossera (1982, 139-162). Brojne studije nakon toga su u većini slučajeva usledile na primeru visokorazvijenih zemalja u pogledu ovih istraživanja. Ono što

Obradović S. i dr., Nelinearnost i stacionarnost stopa inflacije-rezultati u slučaju zemalja Zapadnog Balkana

je karakteristično za sve te studije jeste, nepostojanje jednoobraznih rezultata i izvođenja jedinstvenih zaključaka, pa su se u skladu sa tim izdvajali i različiti teorijski pravci i hipoteze. Kontradiktornost u pogledu rezultata nameće potrebu daljih istraživanja, u cilju izvođenja preciznijih zaključaka. Upravo to je ideja kojom smo se rukovodili u izradi ovog rada.

Ukoliko postoji jedinični koren u okviru posmatranog fenomena, to implicira da svaki porast nivoa inflacije verovatno održava stopu nezaposlenosti ispod prirodne nezaposlenosti. Ukoliko je stopa nezaposlenosti ispod pripadajuće prirodne stope, onda se takva inflacija karakteriše postojanjem jediničnog korena (Romero-Avila & Usabiaga, 2009, 154). Ovi autori ističu važnost nestacionarnosti stope inflacije. Na drugoj strani, ako nominalna kamatna stopa ima karakteristike nestacionarnosti, onda je realna kamatna stopa stacionarna, a stopa inflacije takođe sledi taj proces, kako bi se održala kointegracija u odnosu na nominalnu kamatnu stopu. Svaki šok permanentnog je karaktera, ukoliko je stopa inflacije nestacionarna po svojoj prirodi.

Za autoritete centralne banke, stacionarnost inflacije može podrazumevati niže troškove u izvođenju monetarne politike. Ako inflaciona

očekivanja imaju manju doslednost, usled porasta kredibilnosti monetarne politike, onda se smanjuje potreba centralne banke za intervencijama u odgovoru na pad outputa ispod potencijalnog nivoa, kako bi inflaciju držali u predviđenim okvirima (Cecchetti & Debelle, 2006, 341). Za određenje inflacije, zbog prethodno pobrojanih razloga, značajan je i izbor statističkih metoda i tehnika koje mogu dati adekvatne rezultate. Većina istraživanja u pogledu ispitivanja nulte hipoteze o postojanju jediničnog korena prisutnog u inflaciji, koristilo je tradicionalne metode u testiranju. Dobro je poznato da je moć tradicionalnih testova jediničnih korena značajno redukovana, ukoliko vremenska serija ispoljava strukturne prelome (Perron, 1989, 1361). Zbog toga se u novim istraživanjima koriste i testovi koji inkorporiraju strukturne prelome, kako bi se ispitala svojstva varijable koja se istražuje. U novijim studijama smatra se da se inflacija može bolje okarakterisati, kao nelinearni proces generisanja podataka, tako da se ne mogu bezuslovno primeniti linearni modeli u istraživanjima (Omay & Hasanov, 2010, 2942). To nameće potrebu po nekim autorima, da buduće studije koje ispituju ovaj fenomen primenjuju nelinearne i neparametarske

tehnike (Narayan & Popp, 2011, 715).

Ostatak rada organizovan je kroz pregled relevantne literature, bazično objašnjenje korišćene metodologije, empirijske podatke i prikaz rezultata, kao i zaključak. Na kraju je dat spisak korišćene literature u izradi ovog rada.

1. Pregled literature

U okviru literature o hipotezi jediničnog korena prisutnom u inflaciji ne postoji postignuti konsenzus u pogledu određenja svojstava integracije stope inflacije. Pojedini autori, naročito u ranijim studijima zaključuju da stope inflacije sadrže jedinični koren, a posledice se ogledaju u trajnjim efektima makroekonomskih šokova (Brunner & Hess, 1993, 196). U novijim studijima i pored napretka u procedurama testiranja, kao i u samoj metodologiji primenjene ekonometrije nije obezbeđena jedinstvenost rezultata u vezi svojstva reda integracije stope inflacije.

Prirodna stopa inflacije podrazumeva da je inflacija u osnovi proces bez jediničnog korena. Dinamika inflacije kroz diskrecione promene monetarne politike dovodi do pomeranja dugoročne stope inflacije, dok se kratkoročna stopa ispoljava kao stacionarno pomeranje oko dugoročne stope. Promene dugoročne

stope inflacije su posledično rezultat promena u monetarnoj politici. Zbog toga, pojedini autori ističu da je za izvođenje monetarne politike i pravila koja iz nje proističu, rezultat određenja u pogledu stacionarnosti, odnosno nestacionarnosti inflacije (Culver & Papell, 1997, 436).

Da bi bila efektivna, monetarna politika podrazumeva stabilnu stopu rasta ponude novca, tako da može biti takva inflaciona dinamika, bez postojanja jediničnog korena. Da bi se utvrdila relacija koja se odnosi na tražnju novca podrazumeva se važnost utvrđivanja nestacionarnosti stope inflacije (Arize & Malindretos, 2012, 225). Na drugoj strani, Arize et al., (2005, 462), smatraju da je za funkciju određenja tražnje novca ključno da inflacija, kao varijabla bude nestacionarna, jer stacionarnost nije konzistentna sa očekivanjima u vezi funkcije tražnje novca. Stacionarnost stope inflacije prisutna je u brojnim teorijskim modelima. U modelu rigidnih cena podrazumeva se inicijalno takav red integracije, kao i pri izvođenju neokejnzijske Filipsove krive (Nyman et al., 2012, 253). Svojstva reda integracije stope inflacije su ključna u pogledu preciznijeg određenja pojedinih modela Filipsove krive, kao i Fišerove hipoteze.

Arize et al. (2005, 461) razmatrali su stopu inflacije preko pristupa frakcionalne integracije za pedeset zemalja u razvoju, i po njima je najbolji opis stope inflacije sadržan kroz prisustvo jediničnog korena. Sličan rezultat dobijen je i kroz ispitivanje brazilske stope inflacije, pri čemu je utvrđeno prisustvo jediničnog korena (Yoon, 2003, 630). Henry & Shields (2004, 481) su u istraživanju na primeru Velike Britanije i Japana, takođe došli do sličnih rezultata.

Charemza et al. (2005, 901) istraživali su stopu inflacije za 93 zemlje. Upotrebom tradicionalnih testova nisu došli do jedinstvenog zaključka u pogledu postojanja jediničnog korena u stopama inflacije. Miks rezultata prisutan je i u drugim istraživanjima, koja su naročito vršena na primeru visoko-razvijenih privreda, tzv. G7 zemalja (Boss et al., 1999, 427). Lee & Wu (2001, 483) su istraživali stacionarnost stope inflacije za trinaest OECD zemalja. Primenom različitih testova dobijeni su nepoklapajući rezultati. Prisustvo jediničnog korena nije potvrđeno upotrebom panelnih testova, za razliku od tradicionalnih testova.

Bez obzira da li je inflacija okarakterisana kroz stacionarni ili nestacionarni proces, implikacije ovakvog tipa određenja su brojne. Postojanje jediničnog korena

implicira da svaki šok u odnosu na inflaciju može biti trajnog karaktera. Stacionarnost stope inflacije implicira tranzitorne efekte uticaja šokova. Sa aspekta vođenja ekonomске politike određenje šoka kao permanentnog ili tranzitornog može biti ključnog karaktera, naročito ako imamo u vidu da je jedan od glavnih zadataka centralne banke da stabilizuje stopu inflacije u pogledu varijabilnosti. Takav tip stabilizacije može imati odraza na smanjenje fluktuacija u pogledu gepa autputa (Huang & Liu, 2005, 1435-1437). Zbog toga je efektivno određenje svojstva reda integracije za stope inflacije veoma važno. Nepoznavanje svojstva reda integracije u vezi sa inflacijom dovodi do nepouzdanih rezultata, a samim tim i političke odluke mogu biti takođe neadekvatno postavljene od strane autoriteta centralne banke.

2. Metodologija

Prvi element koji treba uraditi u analitičkom okviru, koji se odnosi na dato istraživanje jeste postupak, koji se odnosi na utvrđivanje linearnosti, odnosno nelinearnosti u datim serijama podataka. Test koji je ovde primjenjen predstavlja standardnu aplikaciju za takvu vrstu određenja. Harvey et al. (2008, 1-24) test se može raditi pri nepoznatoj informaciji o datom redu integracije, za razliku od

nekih testova koji unapred prejudičiraju stacionarnost u pogledu serije podataka. Ono što je karakteristično za ovaj test jeste činjenica da su njegovi rezultati kompatibilno upotrebljivi u odnosu

na testove koji slede. U osnovi testa linearnosti prisutna su dva modela regresionih jednačina bazirana na Tejlorovoj ekspanziji serija vremenskih nizova.

Model prve difference glasi:

$$\Delta I_t = \theta_1 \Delta I_{t-1} + \theta_2 (\Delta_{t-1})^2 + \theta_3 (\Delta I_{t-1})^3 + \varepsilon_t \dots \quad (1)$$

U ovom modelu vrši se testiranje:

$$H_0 : \theta_2 = \theta_3 \dots \quad (2)$$

$$H_a : \theta_2 \neq 0 \text{ ili } \theta_3 \neq 0 \dots \quad (3)$$

Nelinearni modeli u osnovi se baziraju na tranzicionej autoregresiji simetrične ili asimetrične ekstenzije. U radu su primenjeni KSS (Kapetanios et al., 2003, 350-379) i Solis (Solis, 2009, 118-125) test. Asimetrični model za inflaciju može biti prikazan na sledeći način:

$$\Delta I_t = [1 - \exp(-\theta_1 I_{t-1}^2)] [(1 + \exp(-\theta_2 I_{t-1}))^{-1} \rho_1 + (1 - (1 + \exp(-\theta_2 I_{t-1})))^{-1} \rho_2] I_{t-1} + \varepsilon_t \dots \quad (4)$$

U slučaju linearog prilagođavanja primenjujemo testove sa i bez strukturnih preloma. U standardnom ADF testu inicijalni model ne mora se bazirati na konvencionalnom rasporedu (Dickey & Fuller, 1981, 1057-1072) i regresija je data u sledećem obliku:

$$\Delta I_t = \theta_0 + \theta_1 I_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta I_{t-i} + \varepsilon_t \dots \quad (5)$$

U okviru analize biće primenjen Z-A test sa jednim strukturnim prelomom (Zivot & Andrews, 1992, 251-270) i LM test sa dva strukturna preloma (Lee & Strazicich, 2003, 1082-1089). Test sa dva strukturna preloma testira dve paralelne hipoteze:

$$H_0 : I_t = \theta_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + I_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots \quad (6)$$

$$H_a : I_t = \theta_1 + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + Y_t + \varepsilon_{2t} \dots \quad (7)$$

Kroz primenu prethodno pobrojanih testova može se efikasno odrediti red integracije za pripadajuće vremenske serije.

3. Podaci i rezultati

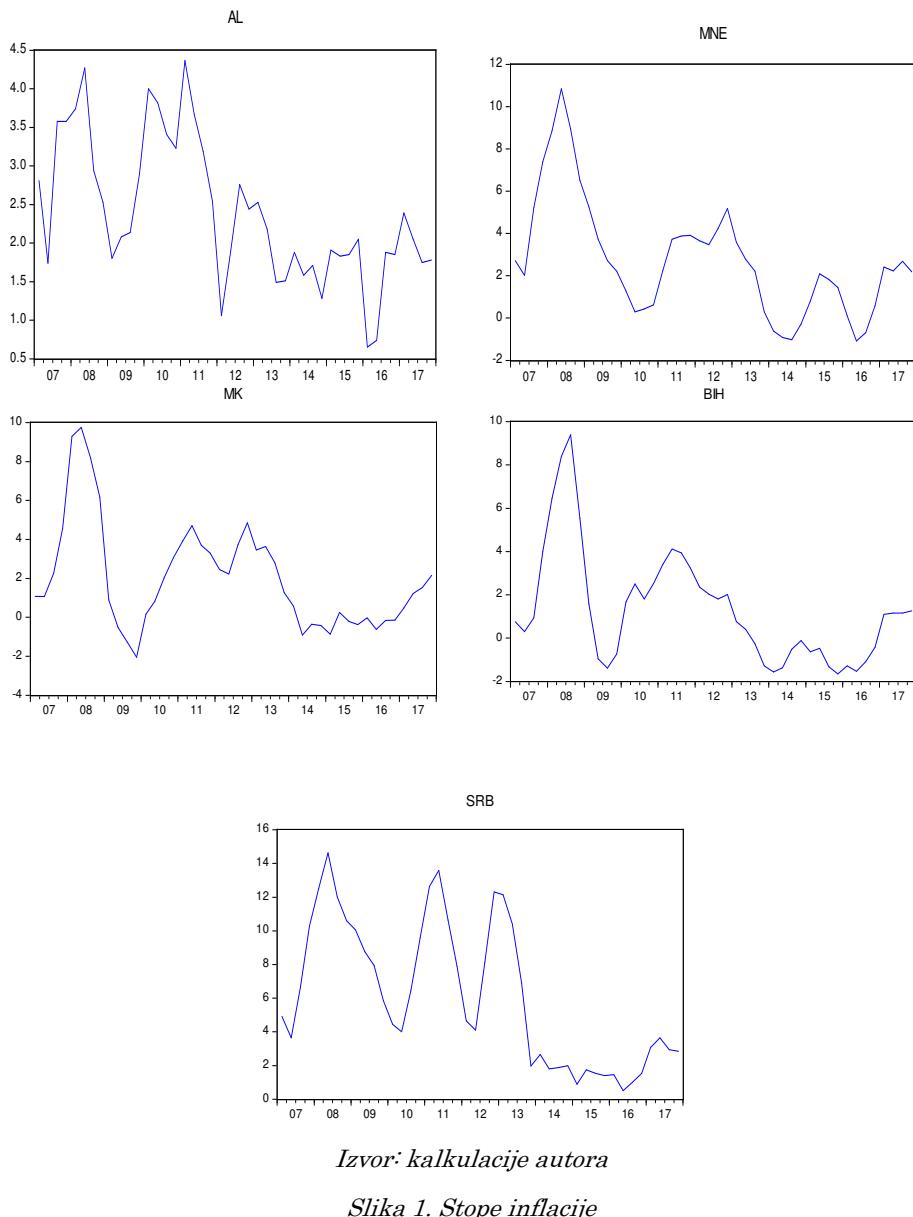
U analizi smo koristili kvartalne podatke za period od 2007-q1 do 2017-q4, za stopu inflacije iz baze podataka Međunarodnog Mone-tarnog Fonda. Broj opservacija koje smo koristili u analizi za svaku od zemalja je 44. Osnovne karakteristike sumarnog statističkog pregleda (aritmetičku sredinu, standardnu devijaciju, meru simetričnosti, spljoštenost, statistiku Žak-Bera testa, kao i Q statistiku)

dali smo u tabeli 1, a grafički prikaz dinamike kretanja stope inflacije dat je na slici 1. Nekoliko interesantnih činjenica mogu se primetiti na osnovu tabelarnog prikaza. Na bazi podataka se može videti da je u ukupnom uzorkovanom periodu analize, najvišu oscilaciju stope inflacije imala Srbija, a najnižu Makedonija, posmatrano po periodima promena (prethodni u odnosu na posmatrani kvartal).

Tabela 1. Opšti statistički pregled

Zemlja \ Varijable	Albanija	Makedo-nija	Crna Gora	Bosna i Her-cegovina	Srbija
Sredina	2.395	1.994	2.730	1.317	6.107
Maksimum	4.370	9.750	10.850	9.400	14.630
Minimum	0.650	-2.050	-1.090	-1.650	0.510
Std. Dev.	0.928	2.718	2.743	2.603	4.241
Zaobljenost	0.401	1.135	0.984	1.251	0.403
Spljoštenost	2.404	4.033	3.863	4.444	1.786
Jarque-Bera st.	1.828	11.420	8.468	15.313	3.888
Ljung-Box stat.	80.729	68.480	87.458	64.428	88.009
Br. opser.	44	44	44	44	44

Izvor: kalkulacije autora



Obradović S. i dr., Nelinearnost i stacionarnost stopa inflacije-rezultati u slučaju zemalja Zapadnog Balkana

Distribucija vremenskih serija podataka ukazuje na nedostatak simetričnosti, dok pozitivne vrednosti za svaku posmatranu zemlju u uzorku ukazuju da su podaci ukošeni udesno u odnosu na normalnu distribuciju. Takav oblik asimetričnog rasporeda ukazuje da je desni deo relativno izduženiji u odnosu na levi. Zaobljenost ni u jednom slučaju nije blizu nule. Oština u rasporedu podataka u vezi stopa inflacije ukazuje na empirijsku distribuciju sa višim završecima, pri nepostojanju zaravljenje distribucije, jer takođe nema negativnih vrednosti. Podaci Žak-Bera statistike ukazuju na nepostojanje normalne distribucije

u većini zemalja u posmatranom uzorku, dok Q statistika na dvadesetom odlaganju ukazuje na mogućnost prisustva autokorelacije u nizu podataka za svaku od serija. Vizuelnim pregledom slike 1 jasno se uočavaju epizode rastuće, pa čak i potencijalno eksplozivne inflacije, naročito u prvom delu perioda analize.

U nastavku nakon preliminarne analize, počinjemo sa primenom standardnih elemenata, poput testa linearnosti, linearnih i nelinearnih testova jediničnog korena, kako bi odredili red integracije za stope inflacije zemalja zapadnog Balkana.

Tabela 2: Rezultati testa linearnosti

Countries	Statistika	Verovatnoća	Rezultat
Albanija	0.269	0.436	Linearan
Makedonija	21.741	0.000	Nelinearan
Crna Gora	7.409	0.012	Nelinearan
Bosna i Hercegovina	31.612	0.000	Nelinearan
Srbija	30.955	0.000	Nelinearan

Izvor: kalkulacije autora

Test linearnosti upotrebljen je da bi se odredila priroda dinamike stope inflacije u posmatranom uzorku zemalja. Po rezultatima testiranja jasno se vidi da samo u slučaju Albanije imamo linearnu dinamiku u kretanju inflacije. Rezultati pripadajućih testova dati

su u tabelama 3 i 4. Da bi došli do jedinstvenog stava u vezi sa stacionarnošću albanske stope inflacije, pored tradicionalnog ADF testa, dati su i rezultati pri jednom i dva strukturna preloma. U sagledavanju rezultata sa dva strukturalna preloma upotreblena je

standardna statistika testa Lagranžeovog multiplikatora.

U ostalim slučajevima odbacivanja hipoteze koja ukazuje na linearnost, treba primeniti nelinearne testove. U ovom istraživanju upotrebljena su dva nelinearna testa bazirana na eksponencijalnom i asimetričnom tranzitornom poravnanju u autoregresivnom procesu,

čiji su rezultati dati u tabeli 5. Samo u jednom slučaju po mišljenju autora ovog teksta potrebno je izvršiti dodatna ispitivanja, kojima bi nedvosmisleno bili uvereni da li se radi o prisustvu stacionarnosti, što će biti predmet budućeg istraživanja alternativnom metodologijom.

Tabela 3: Rezultati linearnih testova jediničnog korena

Varijable	ADF		Z-A test	
	Presek	Trend i presek	Presek	Trend i presek
I_{al}	-2.573(0)	-3.458*(0)	-3.257 2012-Q4	-3.293 2011-Q4
$D(I_{al})$	-7.190(0)	-7.129(1)	-7.011 2011-Q2	-7.365 2011-Q2

Napomene: Brojevi u zagradama ukazuju na optimalni period odlaganja po osnovu Schwarz Information Criterion (SIC).

*ukazuje na nivo značajnosti od 10%.

Izvor: kalkulacije autora

Tabela 4: Rezultati LM testa sa dva strukturna preloma

Zemlja	LM stat.	B _{t1}	B _{t2}	T _{B1}	T _{B2}
Albanija	-1.058 (-4.983)	-1.478 (-2.892)	-0.830 (-1.674)	2011Q4	2014Q3

Napomene: brojevi u zagradama su t vrednosti. T_{B1} i T_{B2} su strukturni prelomi.

B_{t1} i B_{t2} su dani varijable za strukturne prelome u preseku.

Izvor: kalkulacije autora

Tabela 5: Rezultati nelinearnih testova jediničnog korena

Zemlje	KSS test		Sollis test	
	Bazni podaci	Podaci centrirane kalibracije	Bazni podaci	Podaci centrirane kalibracije
Makedonija	-3.827*	-3.765*	12.099*	13.227*
Crna Gora	-2.399**	-2.726***	2.407***	3.074
Bosna i Hercegovina	-4.144*	-4.313*	7.512*	6.269*
Srbija	-2.338**	-2.041	3.885**	3.177
Kritične vrednosti				
1 %	-2.82	-3.48	4.241	6.236
5 %	-2.22	-2.93	2.505	4.557
10 %	-1.92	-2.66	1.837	3.725

Napomena: *, ** i *** označavaju odbacivanje nulte hipoteze o jediničnom korenju pri 1, 5 i 10 %.

Izvor: kalkulacije autora

Zaključak

Zašto je bitan nivo inflacije kao i njeno određenje u pogledu svojstava stacionarnosti? Upravo zato što je to prvi korak u svakom fundamentalnom ekonometrijskom modeliranju, jer se na taj način uspostavljaju postavke za vođenje monetarne politike. Cilj ovog članka bio je da se istraži svojstvo stacionarnosti stope inflacije za pet zemalja Zapadnog Balkana i da se utvrdi da li postoji jedinični koren. Ako se makroekonomski varijabla karakteriše procesom jediničnog korena, posledice su takve da svaki šok ima trajniji uticaj na varijable. Nepostojanje jediničnog korena označava da uticaj šokova nema trajni efekat, već je taj efekat tranzitornog karaktera, koji se iscrpljuje protokom vremena.

Jedna od ključnih novina u ovom radu koja razlikuje ovaj rad u odnosu na ostale, jeste činjenica da smo upotrebili tehnike koje prvenstveno imaju u vidu određenje dinamike stope inflacije sa aspektom linearnosti, odnosno nelinearnosti. Potom se primenjuju testovi kojima se preciznije određuje stacionarnost kroz univarijantno testiranje. Naši glavni rezultati koji su proistekli iz pripadajućih testiranja ukazuju na sledeće elemente.

U četiri slučaja, dinamika stope inflacije je nelinearna. U jednom slučaju prisutna je granična stacionarnost. U tri slučaja je sa visokim stepenom pouzdanosti utvrđena stacionarnost u pogledu stope inflacije, pri čemu je odbačena hipoteza prisustva jediničnog korena. Samo se u jednom slučaju ne može sa

sigurnošću utvrditi postoji li nedvo-smisleno i jasno određenje u pogledu stacionarnosti stope inflacije. Zbog toga će se testiranje svojstava stacionarnosti, odnosno nestacionarnosti, nastaviti u budućim istraživanjima na bazi primene različitih metodologija.

Naši nalazi imaju nekoliko važnih poruka za kreatore ekonomske politike i za one koji se bave ekonomskim modeliranjem u vezi sa stopama inflacije. Prva poruka odnosi se na to, da treba uzeti u obzir, kako se može opisati kretanje stope inflacije. Druga poruka sastoji se u činjenici da se u modeliranju testiranja jediničnog korena

moraju uzeti u obzir strukturni prelomi, što se može i videti kroz vizuelnu inspekciju datih podataka prikazanih na slici 1. Ti strukturni prelomi uglavnom su eksternog karaktera i odnose se na prelivanje globalnih ekonomske krize na posmatrane privrede, što samo po sebi može biti predmet posebnog istraživanja. Treća, možda najvažnija poruka predstavlja činjenicu da određenje svojstva stacionarnosti, odnosno nestacionarnosti u modeliranju stopa inflacije ima značajan uticaj na modeliranje i određenje ponašanja ostalih makroekonomskih varijabli (BDP, cene akcija, izvoz i sl.).

Reference

- Arize, A.C., Malindretos, J. & Nam, K. (2005), Inflation and structural change in 50 developing countries, *Atlantic Economic Journal*, 33, 461–71.
- Arize, A.C., Malindretos, J. (2012). Nonstationarity and nonlinearity in inflation rate: some further evidence. *Int. Rev. Econ. Financ.* 24, 224–234.
- Bos, C.S., Franses, P.H. & Ooms, M. (1999) Long memory and level shifts: re-analyzing inflation rates, *Empirical Economics*, 24, 427–49.
- Brunner, A.D. & Hess, G.D. (1993), Are higher levels of inflation less predictable? A state-dependent conditional heteroskedasticity approach, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 187–97.
- Cecchetti, S. & Debelle, G., Has the inflation process changed? *Econ. Policy* 21, 311–352. (2006)
- Charemza, W.W., Hristova, D. & Burridge, P. (2005), Is inflation stationary?, *Applied Economics*, 37, 901–3.

- Culver, S.E. & Papell, D.H. (1997). Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models. *J. Appl. Econ.* 12, 435–444.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1057–1072.
- Harvey, D.I., Leybourne, S.J. & Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 12, No. 3, 1–24.
- Henry, O.T. & Shields, K. (2004). Is there a unit root in inflation?, *Journal of Macroeconomics*, 26, 481–500.
- Huang, K.X.D. & Liu, Z. (2005). Inflation targeting: what inflation rate to target? *Journal of Monetary Economics*, 52, 1435–62.
- IMF International Financial Statistics, (2019). Washington (DC): *International Monetary Fund*. <https://data.imf.org>
- Kapetanios, G., Shin, Y. & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework, *Journal of Econometrics*, Vol. 112, No. 2, 359–379.
- Lee, H.Y. & Wu, J.L. (2001). Mean reversion of inflation rates: evidence from 13 OECD countries, *Journal of Macroeconomics*, 23, 477–87.)
- Lee, J. & Strazicich, M.C. (2003) Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, 1082–1089.
- Narayan, P.K. & Popp, S. (2011). An application of a new seasonal unit root test to inflation. *Int. Rev. Econ. Financ.* 20, 707–716.
- Nelson, C.R. & Plosser, C.I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *J. Monet. Econ.* 10, 139–162.
- Nymoen, R., Swensen, A.R. & Tveter, E. (2012). Interpreting the evidence for New Keynesian models of inflation dynamics. *J. Macroecon.* 34, 253–263.
- Omay, T. & Hasanov, M. (2010) The effects of inflation uncertainty on interest rates: a nonlinear approach. *Appl. Econ.* 42, 2941–2955.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, 1361–1401.

- Romero-Ávila, D. & Usabiaga, C. (2009). The hypothesis of a unit root in OECD inflation revisited. *J. Econ. Bus.* 61, 153–161.
- Sollis, R. (2009). A Simple Unit root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with An Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries, *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 1, 118–125.
- Yoon, G. (2003). The time series behaviour of Brazilian inflation rate: new evidence from unit root tests with good size and power, *Applied Economics Letters*, 10, 627–31.
- Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992) Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 251-270.

Napomena: Ovaj rad rezultat je rada na projektu br. 179015 (Strateški pravci ekonomskog razvoja i usklađivanje sa zahtevima EU)

Obradović S. i dr., Nelinearnost i stacionarnost stopa inflacije-rezultati u slučaju zemalja Zapadnog Balkana

NONLINEARITY AND STATIONARITY OF INFLATION RATES: THE RESULTS IN THE CASE OF THE WESTERN BALKANS

Saša Obradović¹, Gordana Obradović²

¹ Ekonomski fakultet, Univerzitet u Kragujevcu

² Srednja turističko-ugostiteljska škola, Kragujevac

Corresponding: sobradovic@kg.ac.rs

Summary. In this article, we explored the nature of the dynamics and behavior of inflation in the case of the Western Balkans. The inflation rate, according to the test results, in most of the countries can be modeled as a stationary process. The paper applied the test of linearity, and then depending on the results, the battery of linear and nonlinear unit root tests. In particular, they consider structural breaks and asymmetric adjustment in order to obtain robust results. The results of the centered calibration in one case suggest potential unstationary inflation.

Keywords: inflation, stationarity, linearity, unit root tests, the monetary policy.