

Mile Bošnjak\*  
Vlatka Bilas\*\*  
Ivan Novak\*\*\*

JEL klasifikacija: C22, F31, F41.  
Izvorni znanstveni članak  
<https://doi.org/10.32910/ep.71.3.1>

## PREISPITIVANJE PARITETA KUPOVNE SNAGE U HRVATSKOJ: PRISTUP KVANTILNE AUTOREGRESIJE

*Na uzorku mjesečnih podataka o realnom efektivnom tečaju kune od siječnja 1996. godine do listopada 2018. godine, u radu se analizira teorija pariteta kupovne snage u Hrvatskoj. Testovi jediničnog korijena sugeriraju nestacionarnu vremensku seriju realnog efektivnog tečaja kune. Temeljem modela kvantilne autoregresije u radu su analizirani endogeni šokovi različitog predznaka i magnitude. Rezultati sugeriraju postojanje asimetrija. Aprecijacijski šokovi u realnom efektivnom tečaju kune perzistiraju kraće u odnosu na deprecijacijske šokove. Nadalje, endogeni šokovi oko medijana imaju najizraženiju tendenciju perzistencije. Zaključno, rezultati svih provedenih istraživanja u ovom radu ne podržavaju teoriju pariteta kupovne snage na primjeru iz Republike Hrvatske.*

**Ključne riječi:** *Paritet kupovne snage, Realni efektivni devizni tečaj, Kvantilna autoregresija, Hrvatska.*

---

\* M. Bošnjak, dr. sc., docent, Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet (e-mail: mbošnjak1@efzg.hr).

\*\* V. Bilas, dr. sc., redovita profesorica, Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet (e-mail: vbilas@efzg.hr).

\*\*\* I. Novak, dr. sc., Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet (e-mail: inovak@efzg.hr). Rad je primljen u uredništvo 08.03.2019. godine, a prihvaćen je za objavu 03.04.2019. godine.

## 1. Uvodna razmatranja

Uvodna razmatranja u teorija pariteta kupovne snage često ističu predmetnu teoriju kao jednu od najvažnijih teorija u međunarodnoj ekonomiji. Ona osnovna ideja teorije pariteta kupovne snage pretpostavlja da je vrijednost valute fundamentalno određena količinom dobara i usluga koja se može kupiti jedinicom valute (Officer, 1976). Pretpostavke koje se temelje na teoriji pariteta kupovne snage provjeravane su na primjeru Republike Hrvatske (Pufnik, 1997; Payne, Lee i Hofler, 2005; Sideris, 2006; Solakoglu, 2006; Tica, 2006; Cuestas, 2009; Telatar i Hasanov, 2009; Acaravci i Ozturk, 2010; Sonora i Tica, 2010). Rezultati empirijskih istraživanja uvijek ovise o odabiru podataka i specifikaciji ekonometrijskog modela te u skladu s tim rezultati dosadašnjih istraživanja na primjeru Hrvatske nisu jednoznačna. Nadalje, za razliku od dosadašnjih istraživanja, u radu se istražuju karakteristike endogenih šokova u dinamici realnog efektivnog deviznog tečaja kune. Slijedom navedenoga, u radu se analizira dinamika realnog efektivnog tečaja kune u razdoblju od siječnja 1996. do listopada 2018. Ciljevi istraživanja su višestruki. U prvom redu, u radu se želi istražiti dinamika realnog efektivnog tečaja kune u odnosu na endogene šokove te empirijski provjeriti teoriju pariteta kupovne snage na primjeru Republike Hrvatske. Istovremeno, na primjeru realnog efektivnog tečaja kune se uspoređuju i vrednuju različiti ekonometrijski pristupi koji se koriste u istraživanjima usmjerenim na dinamiku realnog efektivnog deviznog tečaja. Ostvarivanjem ciljeva istraživanja postiže se i svrha rada te se usporedivim rezultatima iz Republike Hrvatske doprinosi postojećoj empirijskoj literaturi usmjerenoj na dinamiku realnog efektivnog deviznog tečaja.

Ostatak rada sastoji se od četiri povezane cjeline. Drugo poglavlje daje uvid u postojeću literaturu koja je povezana s predmetnim istraživanjem. Treće poglavlje pruža opis korištenih podataka i primijenjenih metoda istraživanja. U četvrtom poglavlju prikazani su i raspravljani rezultati empirijskog istraživanja, a glavni zaključci rada sažeti su u petom poglavlju.

## 2. Pregled literature

Literatura usmjerena na istraživanje pariteta kupovne snage temelji se na testiranju stacionarnosti, odnosno postojanju jediničnog korijena u vremenskoj seriji realnog efektivnog deviznog tečaja. Pufnik (1997) ne potvrđuje teoriju pariteta kupovne snage u slučaju Hrvatske. Payne i sur. (2005) također pokazuju da teorija pariteta kupovne snage nije valjana na primjeru Hrvatske. Sideris (2006) analizira

17 europskih tranzicijskih zemalja uključujući i Hrvatsku, a rezultati testova na panel podacima upućuju na valjanost teorije pariteta kupovne snage. Solakoglu (2006) također koristi analizu panel podataka i zaključuje da je vrijeme prilagodbe ravnotežnom tečaju oko godinu dana. Nadalje, rezultati su pokazali da je za zemlje s većom trgovinskom otvorenosti karakteristično kraće vrijeme prilagodbe, dok u zemljama koje su manje otvorene međunarodnoj trgovini prilagodba traje duže. Lu, Chang, Lee i Tzeng (2011) su koristeći testove Im, Pesaran i Shin (2003) od devet analiziranih zemalja potvrdili teoriju pariteta kupovne snage samo u Estoniji i Rumunjskoj. Nzimande i Kohler (2016) su na primjeru panel podataka pet zemalja izvoznica energije potvrdili teoriju pariteta kupovne snage koristeći test Im, Pesaran i Shin (2003) te pokazali da je korišteni test jediničnog korijena na uzorku panel podataka osjetljiv na veličinu uzorka. Majumder, Rayi i Santra (2017) ukazuju na osjetljivost rezultata testiranja u ovisnosti na odabir procedure. Tica (2006) sugerira stacionarnost vremenskih serija i valjanost teorije paritete kupovne snage za razdoblje od 1952. do 2003. godine. Prilagodba tečaja kune prema njemačkoj marci iznosila je 0,9 godina, prema američkom dolaru 2,2 godine, a prema talijanskoj liri 1,2 godine. Cuestas (2009) je testirao teoriju pariteta kupovne snage na uzorku zemalja središnje i istočne Europe. Na temelju rezultata testova stacionarnosti Bierens (1997) i Kapetanios, Shin i Snell (2003), zaključuje se da je teorija pariteta kupovne snage valjana ako se uzme u obzir nelinearni deterministički trend i glatki prijelazi (*eng. smooth transitions*). Sonora i Tica (2010) analiziraju teoriju pariteta kupovne snage u osam tranzicijskih zemalja uključujući Hrvatsku za razdoblje od 1994. do 2006. godine. Rezultati sugeriraju valjanost teorije pariteta kupovne snage. Jiang, Jian, Liu i Su (2016) koriste test stacionarnosti koji uzima u obzir nelinearnosti i lomove unutar serije (*eng. non-linear threshold unit-root test*) i provjerava valjanost teorije pariteta kupovne snage na uzorku zemalja iz srednje i istočne Europe. Paritet kupovne snage provjeravao se u odnosu na Sjedinjene Američke Države (SAD), a uzorak su činile Bugarska, Hrvatska, Češka, Estonija, Mađarska, Latvija, Litva, Poljska, Rumunjska i Slovačka. Kada se uzmu u obzir nelinearnosti, rezultati istraživanja pokazuju stacionarne vremenske serije osim u slučaju Hrvatske, Estonije i Litve. Rezultati istraživanja nisu potvrdili valjanost teorije pariteta kupovne snage u tri navedene zemlje. Acaravci i Ozturk (2010) su provjeravali valjanost pariteta kupovne snage u Bugarskoj, Hrvatskoj, Češkoj, Mađarskoj, Makedoniji (bivšoj Jugoslavenskoj Republici), Poljskoj, Rumunjskoj i Slovačkoj. Rezultati su pokazali postojanje strukturnih lomova te valjanost teorije paritete kupovne snage u Rumunjskoj i Bugarskoj.

Bahmani-Oskooee, Chang, Chen, i Tzeng (2017) koriste pristup kvantilne regresije i potvrđuju teoriju pariteta kupovne snage u Bugarskoj, Češkoj, Mađarskoj, Litvi, Poljskoj, Rumunjskoj i Rusiji za razdoblje od 1998m1 do 2015m3.

Na temelju prikazanih istraživanja može se zaključiti da ne postoje jednoznačni zaključci oko valjanosti teorije pariteta kupovne snage u Hrvatskoj. Ovaj rad ima namjeru prikazati rezultate testova jediničnog korijena i kvantilne autoregresije i time doprinijeti raspravi o valjanosti teorije pariteta kupovne snage u Hrvatskoj.

### 3. Podaci i empirijski pristup

U radu se analizira vremenska serija mjesečnih podataka o realnom efektivnom tečaju kune deflacioniranim indeksom potrošačkih cijena za razdoblje od siječnja 1996. godine do listopada 2018. godine. Podaci su preuzeti sa stranica Hrvatske narodne banke (HNB)<sup>1</sup> te se analiziraju u logaritamskom obliku. Deskriptivna statistika analiziranih realnih efektivnih tečajeva u logaritamskom obliku prikazana je u Tablici 1.

*Tablica 1*

#### DESKRIPTIVNA STATISTIKA

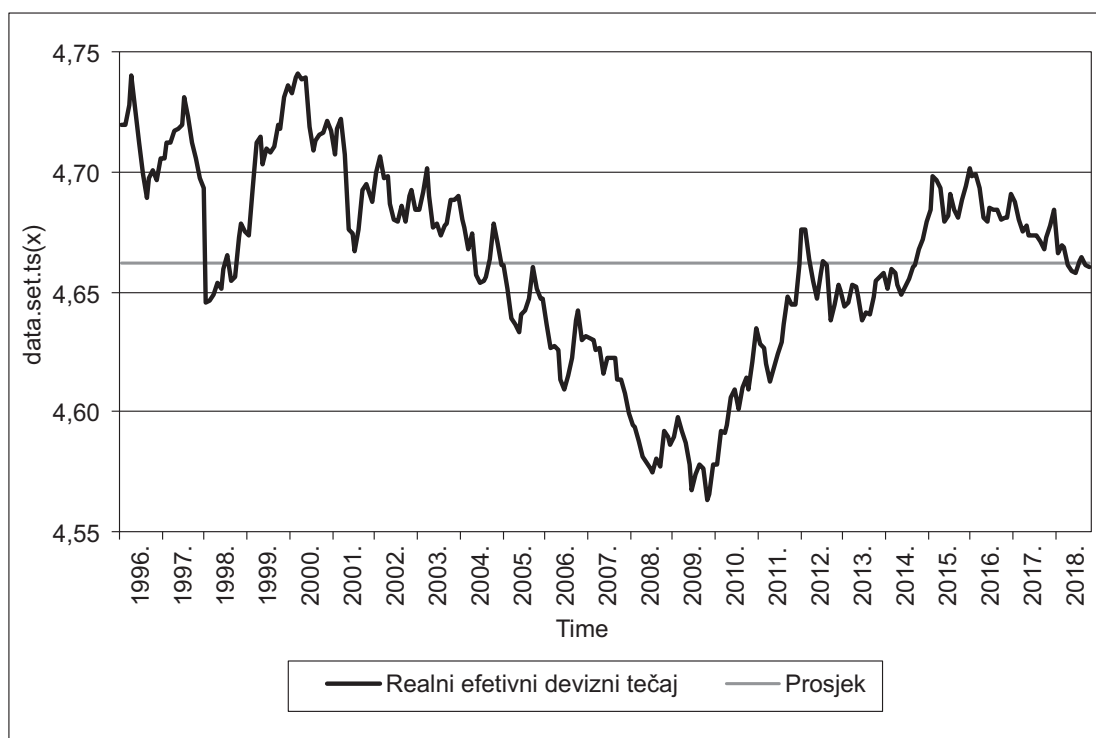
	<b>LREDT</b>
Prosjek	4.661913
Median	4.665433
Maksimum	4.740869
Minimum	4.563528
Std. Dev.	0.040975
Zakrivljenost (Skewness)	-0.395101
Šiljatost (Kurtosis)	2.568709
Jarque-Bera	9.252434
p-vrijednost	0.009792
Broj promatranja	274

<sup>1</sup> [www.hnb.hr](http://www.hnb.hr); Tablica H11: Indeksi efektivnih tečajeva kune

Deskriptivna statistika u Tablici 1 pokazuje obilježja razdiobe realnih efektivnih deviznih tečajeva. Jarque-Bera test normalnosti razdiobe sugerira nenormalnost razdiobe realnih efektivnih deviznih tečajeva. U slučaju nenormalne razdiobe standardni statistički testovi nisu pouzdani te je pristup kvantilne autoregresije koji se koristi u ovom radu primjeren kada razdioba nije normalna. Slika 1 prikazuje kretanje analizirane vremenske serije u promatranom razdoblju.

Slika 1

REALNI EFEKTIVNI TEČAJ KUNE  
 (INDEKS POTROŠAČKIH CIJENA – DEFLATOR)  
 U LOG VRIJEDNOSTIMA ZA RAZDOBLJE 1996M1-2018M10



Kako je prikazano na Slici 1, do listopada 2009. godine kretanje realnog efektivnog tečaja kune uglavnom karakterizira aprecijacija domaće valute. Nakon listopada 2009. godine dominira deprecijacija domaće valute. Nadalje, Slika 1 ilustrira da bi prosječne vrijednosti u prikazanoj seriji mogle biti značajne. U skladu s navedenim, u nastavku istraživanja se koristi realni efektivni devizni tečaj u logaritamskim vrijednostima te usklađen za prosječnu vrijednost (*eng. demeaned*) kako je navedeno u jednadžbi (1):

$$y_t = \ln(REDT)_t - \overline{\ln(REDT)} \quad (1)$$

Pri čemu je:

$REDT_t$  – realni efektivni tečaj kune u mjesecu  $t$ ,

$\overline{\ln(REDT)}$  – prosječna vrijednost realnog efektivnog deviznog tečaja kune u logaritamskim vrijednostima za razdoblje promatranja.

Kako je navedeno u uvodnom dijelu ovog rada, u prvom koraku se provode testovi stacionarnosti. Standardni testovi jediničnog korijena na kojima se temelji ispitivanje svojstva stacionarnosti vremenskih serija se smatraju pristranima (Elliott, Rothenberg, i James, 1996). U skladu s tim, kako bi se nadoknadile manjkavosti testova jediničnog korijena u radu se koristi više različitih testova. Odaabrani testovi su ADF test (Dickey i Fuller, 1979), PP test (Phillips i Perron, 1988), ERS test (Elliot, Rothenberg i James, 1996), KPSS test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin, 1992) te KSS test (Kapetanios, Shin i Snell, 2003). ADF test, PP test, ERS test i KSS test nultom hipotezom pretpostavljaju postojanje jediničnog korijena odnosno nestacionarnu vremensku seriju. ADF, PP i ERS testovi su među najčešće primjenjivanim testovima stacionarnosti vremenskih serija u empirijskoj literaturi. Za razliku od ADF testa, PP testa i ERS testa, KSS test alternativnom hipotezom pretpostavlja specifičan oblik nelinearnosti obzirom da testovi jediničnog korijena mogu pogrešno sugerirati postojanje jediničnog korijena u slučajevima nelinearnih vremenskih serija. KPSS test nultom hipotezom pretpostavlja stacionarnu vremensku seriju. Slijedom navedenoga, primjenjuju se različite specifikacije testova jediničnog korijena kako bi se dobila točna analiza stacionarnosti realnog efektivnog tečaja kune. Kako bi se pružio detaljniji uvid u ponašanje realnog efektivnog tečaja kune, u nastavku istraživanja se prema Koenker i Xiao (2004, 2006) procjenjuje model kvantilne autoregresije prvog reda prikazan jednadžbom (2):

$$Q_{y_t}(\tau|y_{t-1}) = \alpha(\tau) \cdot y_{t-1} + \varepsilon(\tau) \quad (2)$$

Pri čemu  $Q_{y_t}(\tau|y_{t-1})$  predstavlja  $\tau$ -ti uvjetni kvantil analizirane vremenske serije ( $y_t$ ), a  $\varepsilon(\tau)$  predstavlja  $\tau$ -ti kvantil reziduala odnosno endogenog šoka ( $\varepsilon_t$ ).  $\alpha(\tau)$  predstavlja autoregresijski koeficijent koji može varirati u ovisnosti o kvantilu ( $\tau$ ). Prema iznosu predznaku i statističkoj značajnosti autoregresijskog koeficijenta  $\alpha(\tau)$  u radu se analiziraju endogeni šokovi u realnom efektivnom tečaju kune. Slijedeći Choi, Mark, i Sul (2004), trajanje šoka u mjesecima (*eng. half-life*) procijenjeno je prema jednadžbi (3):

$$H(\alpha(\tau)) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\alpha(\tau))} \quad (3)$$

#### 4. Rezultati empirijskog istraživanja i rasprava

Kako je opisano u poglavlju Metodologija, rezultati testova jediničnog korijena prikazani su u Tablici 2.

*Tablica 2*

##### REZULTATI STANDARDNIH LINEARNIH TEKSTOVA JEDINIČNOG KORIJENA

<b>ADF test</b>	<b>PP test</b>	<b>KPSS test</b>	<b>ERS test</b>	<b>KSS test</b>
-2.231595	-2.072554	0.618876	-1.161863	-1.931024

Kritične vrijednost za KPSS test na razinama značajnost od 1%, 5% i 10 % iznose 0.739000, 0.463000 i 0.347000 (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin,1992). Kritične vrijednosti za KSS test na razinama značajnost od 1%, 5% i 10 % iznose -3.48, -2.93 i -2.66 (Kapetanios, Shin i Snell, 2003).

Kako je prikazano u Tablici 2, rezultati svih provedenih testova stacionarnosti upućuju na postojanje jediničnog korijena, odnosno sugeriraju nestacionarnu vremensku seriju realnog efektivnog tečaja kune. Sukladno rezultatima testova stacionarnosti, endogeni šokovi odnosno neočekivane promjene realnog efektivnog tečaja kune imaju tendenciju perzistencije. Promjene realnog efektivnog tečaja kune imaju dugoročni utjecaj na sami realni efektivni tečaj kune. Međutim, pozitivni i negativni endogeni šokovi kao i magnituda endogenog šoka mogu imati različite učinke na realni efektivni tečaj kune. Kako bi se detaljnije istražili utjecaji različitih endogenih šokova, prema jednadžbi (2) procijenjen je model kvantilne autoregresije te su procjene prikazane u Tablici 3.



Tablica 3

## MODEL KVANTILNE AUTOREGRESIJE

Kvantil	$\varepsilon(\tau)$			$\alpha(\tau)$			$H(\alpha(\tau))$
	Proc. vrijednost	t-stat.	p-vrijed.	Proc. vrijednost	t-stat.	p-vrijed.	
0.05	-0.01210	-10.29066	0.00000	0.95916	36.4823	0.00000	16.62
0.10	-0.01026	-14.89503	0.00000	0.95893	59.5775	0.00000	16.52
0.15	-0.00828	-11.59096	0.00000	0.96650	62.1366	0.00000	20.34
0.20	-0.00696	-8.93287	0.00000	0.96791	60.2964	0.00000	21.25
0.25	-0.00565	-7.50958	0.00000	0.97376	62.2375	0.00000	26.06
0.30	-0.00372	-5.19977	0.00000	0.98542	66.9546	0.00000	47.19
0.35	-0.00303	-4.38875	0.00002	0.98924	66.1466	0.00000	64.07
0.40	-0.00185	-3.25132	0.00129	0.99581	79.6597	0.00000	165.08
0.45	-0.00085	-1.53841	0.12512	0.99798	73.5228	0.00000	342.79
0.50	-0.00003	-0.04196	0.96656	0.99800	67.9717	0.00000	346.22
0.55	0.00095	1.60522	0.10961	0.99136	66.4755	0.00000	79.87
0.60	0.00167	2.71052	0.00715	0.98203	64.4658	0.00000	38.22
0.65	0.00290	4.41143	0.00001	0.98726	60.4789	0.00000	54.05
0.70	0.00413	6.62417	0.00000	0.97495	65.0233	0.00000	27.32
0.75	0.00547	9.52123	0.00000	0.98817	69.1708	0.00000	58.24
0.80	0.00638	10.31774	0.00000	0.99361	69.7018	0.00000	108.12
0.85	0.00729	10.55317	0.00000	0.98328	56.8404	0.00000	41.10
0.90	0.01005	9.98506	0.00000	0.97739	39.3330	0.00000	30.30
0.95	0.01287	11.20481	0.00000	0.98187	37.4944	0.00000	37.88

Kako je prikazano u Tablici 3, autoregresijski koeficijent  $\alpha_1(\tau)$  na svim razinama kvantila  $\tau$  je blizu jedinici. Međutim, negativni šokovi koji pokazuju aprecijaciju kune manje perzistiraju u odnosu na pozitivne odnosno deprecijacijske šokove. Najveći aprecijacijski šokovi traju oko 16 mjeseci dok najveći deprecijacijski šokovi traju oko 37 mjeseci. U skladu s navedenim, može se zaključiti da su prisutni asimetrični učinci endogenih šokova. Perzistencija endogenih šokova razlikuje se u ovisnosti jesu li prisutni aprecijacijski ili deprecijacijski endogeni šokovi. Nadalje, endogeni šokovi manje magnitude imaju tendenciju duže perzistirati. Rezultati navedeni u Tablici 3, ilustrirani su na Slici A.1 u Prilogu. Zaključno, rezultati istraživanja u ovom radu sugeriraju postojanost endogenih šokova u dinamici realnog efektivnog tečaja kune što je u suprotnosti s teorijom pariteta kupovne snage.



## 5. Zaključci

Na temelju istraživanja prezentiranih u ovom radu proizlazi nekoliko zaključaka. Testovi jediničnog korijena na uzorku mjesečnih podataka od siječnja 1996. godine do listopada 2018. godine sugeriraju postojanje jediničnog korijena u vremenskoj seriji realnog efektivnog tečaja kune te perzistentnost endogenih šokova u realnom efektivnom deviznom tečaju. Na temelju procijenjenog modela kvantilne autoregresije (QAR(1)), prikazana je detaljnija analiza perzistencije endogenih šokova u ovisnosti o predznaku i magnitudi endogenog šoka. Rezultati procijenjenog modela kvantilne regresije pokazuju asimetrije u endogenim šokovima. Aprecijacijski šokovi u realnom efektivnom tečaju kune perzistiraju kraće u odnosu na deprecijacijske šokove. Nadalje, endogeni šokovi oko medijana imaju najizraženiju tendenciju perzistencije. Zaključno, rezultati svih provedenih istraživanja u ovom radu ne podržavaju teoriju pariteta kupovne snage u Hrvatskoj.

## Reference

1. Acaravci, A., & Ozturk, I. (2010). Testing purchasing power parity in transition countries: evidence from structural breaks. *Amfiteatru Economic Journal*, 12(27), 190-198. (Dostupno na :<http://hdl.handle.net/10419/168691>)
2. Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., Chen, T. H., & Tzeng, H. W. (2017). Revisiting purchasing power parity in Eastern European countries: quantile unit root tests. *Empirical Economics*, 52(2), 463-483. DOI: 10.1007/s00181-016-1099-z
3. Bierens, H. J. (1997). Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the U.S. price level and interest rate. *Journal of Econometrics*, 81: 29-64. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00033-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00033-X)
4. Choi, C. Y., Mark, N., & Sul, D. (2004). *Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data* (No. w10614). National Bureau of Economic Research. (Dostupno na: <https://www.nber.org/papers/w10614>)
5. Cuestas, J. C. (2009). Purchasing power parity in Central and Eastern European countries: an analysis of unit roots and nonlinearities. *Applied Economics Letters*, 16(1), 87-94. <https://doi.org/10.1080/13504850802112252>
6. Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 42. DOI: 10.2307/2286348

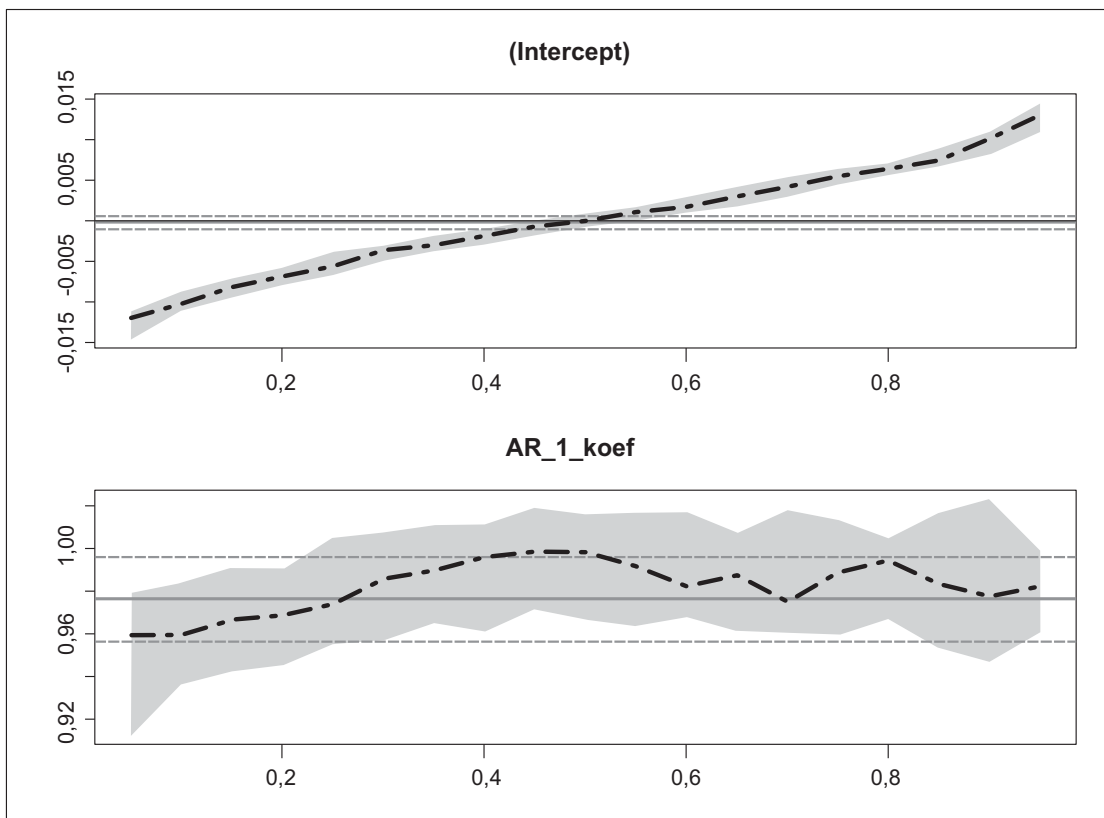
7. Elliott, G., Rothenberg, T. J., and James H. S. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 1 813-836. DOI: 10.2307/2171846
8. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
9. Jiang, C., Jian, N., Liu, T. Y., & Su, C. W. (2016). Purchasing power parity and real exchange rate in Central Eastern European countries. *International Review of Economics & Finance*, 44, 349-358. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.02.006>
10. Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of econometrics*, 112(2), 359-379. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(02)00202-6)
11. Koenker, R., and Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775-787. <https://doi.org/10.1198/016214504000001114>
12. Koenker, R., and Xiao, Z. (2006). Quantile autoregression. *Journal of the American Statistical Association*, 101(475), 980-990. <https://doi.org/10.1198/016214506000000672>
13. Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y.; (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternatives of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?. *Journal of Econometrics*, 54: 159-178. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00213>
14. Lu, Y. C. R., Chang, T., Lee, K. C., & Tzeng, H. W. (2011). An empirical test of the purchasing power parity for transition economies: Panel SURADF tests. *Applied Economics Letters*, 18(17), 1691-1696. <https://doi.org/10.1080/13504851.2011.560102>
15. Majumder, A., Ray, R., & Santra, S. (2017). Sensitivity of Purchasing Power Parity Estimates to Estimation Procedures and their Effect on Living Standards Comparisons. *Journal of Globalization and Development*, 8(1). <https://doi.org/10.1515/jgd-2017-0006>
16. Nzimande, N. P., & Kohler, M. (2016). On the Validity of Purchasing Power Parity: Evidence from Energy Exporting Sub-Saharan Africa Countries. *SPOUDAI-Journal of Economics and Business*, 66(3), 71-82. <http://spoudai.unipi.gr/index.php/spoudai/article/view/2553/2621>
17. Officer, L. H. (1976). The purchasing-power-parity theory of exchange rates: A review article. *IMF Econ Rev*, 23(1), 1-60. <https://doi.org/10.2307/3866665>

18. Payne, J., Lee, J., & Hofler, R. (2005). Purchasing power parity: Evidence from a transition economy. *Journal of Policy Modeling*, 27(6), 665-672. <http://isiarticles.com/bundles/Article/pre/pdf/47582.pdf>
19. Phillips, P.C.B., and P. Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 75:335-346. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.03.001>
20. Pufnik, A. (1997) Paritet kupovne moći kao dugorocni ravnotezni uvjet: ko-integracijski test u slučaju Hrvatske (1991-1996), *Privredna kretanja i ekonomska politika*, Vol.7, No. 55, pp. 57-85. <https://hrcak.srce.hr/file/49157>
21. Sideris, D. (2006). Purchasing power parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries. *Applied financial economics*, 16(1-2), 135-143. <https://doi.org/10.1080/09603100500390141>
22. Solakoglu, E. G. (2006). Testing purchasing power parity hypothesis for transition economies. *Applied financial economics*, 16(07), 561-568. <https://doi.org/10.1080/09603100500426531>
23. Sonora, R. J., and Tica, J. (2010). Purchasing Power Parity in CEE and Post-War Former Yugoslav States. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 60(3). <https://hrcak.srce.hr/137166>
24. Telatar, E., & Hasanov, M. (2009). Purchasing power parity in Central and East European countries. *Eastern European Economics*, 47(5), 25-41. <https://doi.org/10.2753/EEEE0012-8775470502>
25. Tica, J. (2006). Long span unit root test of purchasing power parity: The case of Croatia. *Ekonomski pregled*, 57(12), 856-880. <https://hrcak.srce.hr/8526>

## PRILOZI

Slika A1

## MODEL KVANTILNE AUTOREGRESIJE

RE-EXAMINING PURCHASING POWER PARITY IN CROATIA:  
QUANTILE AUTOREGRESSION APPROACH

## Summary

The paper aims to re-examine validity of purchasing power parity (PPP) theory in Croatia. Data sample consists of monthly data on real effective exchange rate of Croatian kuna. The paper employed several unit root tests with different specification and quantile autoregression approach. The results from unit root tests unambiguously indicate existence of unit root and persistence of real effective exchange rate of Croatian kuna while quantile autoregression model indicate asymmetries in endogenous shocks. Eventually, the research results do not support validity of PPP theory in case of Croatia.

Keywords: Purchasing power parity, Real effective exchange rate, Quantile autoregression, Croatia.