



ЕКОНОМЕТРИЈСКА АНАЛИЗА УТИЦАЈА ЦЕНА ЕНЕРГЕНАТА НА ИНФЛАЦИЈУ У СРБИЈИ

ECONOMETRIC ANALYSIS OF ENERGY PRICES ON INFLATION IN SERBIA

ЗОРИЦА МЛАДЕНОВИЋ¹, МИЛОЈКО АРСИЋ², АЛЕКСАНДРА НОЈКОВИЋ³

¹ Универзитет у Београду, Економски факултет, zorica.mladenovic@ekof.bg.ac.rs,
ORCID: 0000-0003-1579-4205

² Универзитет у Београду, Економски факултет, milojko.arsic@ekof.bg.ac.rs,
ORCID: 0000-0001-9314-4174

³ Универзитет у Београду, Економски факултет, aleksandra.nojkovic@ekof.bg.ac.rs,
ORCID: 0000-0002-6330-5587

Резиме: Изложили смо резултате економетријског моделирања утицаја цена енергената на инфлацију у Србији у периоду: 2011-2022. године. Анализа је урађена на основу кварталних података за општи ниво цена, ефективни девизни курс, трошкове рада, домаће и светске цене енергената. Утврдили смо да постоји значајан и релативно висок утицај промена домаћих цена енергената на инфлацију, који је стабилан при свим нивоима инфлације. Ефекат светских цена енергената на инфлацију је мањи али значајан, при чему постоји асиметричан утицај који је израженији када светске цене енергената расту него када опадају. Додатно, утицај светских цена енергената на инфлацију у Србији је снажнији при вишим стопама инфлације.

Кључне речи: Инфлација, цене енергената, коинтеграција, квантилна анализа.

Abstract: The paper contains results of econometric modelling performed to assess the impact of energy prices on inflation in Serbia over 2011-2022 period. Quarterly data of general price level, effective exchange rate, labor costs, domestic and world energy prices are used. We found significant and relatively high impact of changes in domestic energy prices on inflation that is stable across different levels of inflation. The effect of world energy prices on inflation is lower, but significant, with asymmetric influence that is more pronounced when the world energy prices increase than decrease. In addition, the impact of world energy prices on inflation in Serbia is identified to be stronger at higher inflation rates.

Keywords: Inflation, energy prices, cointegration, quantile analysis.

1. УВОД

Цене енергената, као производа опште намене који се користе у свим домаћинствима и свим производним активностима, имају знатан утицај на инфлацију. Утицај цена енергената на кретање инфлације предмет је интензивних истраживања од 70-тих година прошлог века, када је раст цена енергената изазвао раст инфлације на нивоу света [5], [7]. Мада је утицај цена енергената на инфлацију током последњих неколико деценија смањен, он је и даље значајан [4], [6], [8]. Раст цена енергената био је један од покретача најновије инфлационе епизоде која је почела 2021. године, током пандемије КОВИД-19 [1], [2], [3], [10].

У раду истражујемо утицај светских и домаћих цена енергената на инфлацију у Србији на основу кварталних података од почетка 2011. до краја 2022. године. Светске цене енергената за Србију, као малу привреду, су дате и оне утичу на домаћу инфлацију директно преко утицаја на раст домаћих цена енергената и индиректно преко утицаја на раст цена увозних производа. Домаће цене енергената директно утичу на инфлацију, како кроз раст цена за домаћинства, тако и преко раста цена за произвођаче, па се очекује да оне снажније делују на инфлацију у

Србији него светске цене енергената. Домаће цене енергената не усклађују се тренутно и у потпуности са светским ценама због већег броја разлога. Прво, велики део енергената, нарочито гаса, Србија увози по уговореним ценама, које се прилагођавају берзанским ценама са кашњењем, а то прилагођавање није потпуно. Друго, Србија је користила фискалну политику на тај начин што је привремено смањивала акцизе и одобравала субвенције произвођачима, увозницима и прерађивачима енергената, како би ублажила пренос раста светских цена на домаће цене енергената. Треће, Србија је примењивала административну контролу цена енергената. Четврто, Србија, као и друге земље, има залихе енергената, тако да смањује куповине у периодима када су светске цене на максимуму. Иако се светске цене енергената не преносе тренутно и у потпуности на домаће цене у дугом року, домаће цене енергената се прилагођавају светским ценама.

Структура рада је следећа. У другом делу се дефинишу подаци и анализирају основне описне карактеристике инфлације и њених детерминанти током посматраног периода. Трећи део обухвата резултате примене неколико економетријских техника којима се оцењује дугорочна равнотежна веза између општег нивоа цена и његових детерминанти и потом тестира да ли се утицај промене цене енергената на инфлацију разликује при различитим нивоима инфлације. Закључци су сумирани у четвртом делу.

2. ПОДАЦИ И ОПИСНА АНАЛИЗА

Као показатељ инфлације коришћен је индекс потрошачких цена из базе података ММФ. Подаци о ценама енергената преузети су из базе података Светске банке, подаци о трошковима рада из Еуростата, док су подаци о ефективном номиналном девизном курсу добијени из базе података Bvuelgel. Индекс цена енергената рачунат је на основу кретања цена сирове нафте, природног гаса, течног нафтног гаса и угља, при чему су светске цене рачунате на основу берзанских цена енергената. Цене енергената у Србији су рачунате на основу цена енергената за крајње потрошаче. Просечна годишња стопа инфлације у Србији од 2011. до 2022. године износила је 3,8%, уз релативно високе варијације по потпериодима. Од почетка 2011. до средине 2013. године инфлација у Србији је флукутирала око нивоа од 10% годишње, након чега инфлација снажно опада и стабилизује се на нивоу од око 2% годишње, што је ниво који постоји у развијеним тржишним привредама. Од средине 2021. године до краја 2022. инфлација у Србији расте, тако да крајем 2022. достиже 15,1% међугодишње. Домаће цене енергената у посматраном периоду расле су по просечној годишњој стопи раста од 3,9% што је мало брже од инфлације, док су светске цене енергената расле по просечној годишњој стопи од 2,2%, што је спорије од инфлације. Међутим, варијабилност домаћих цена енергената мерена коефицијентом варијације, била је за 19% већа од варијабилности инфлације, док је варијабилност светских цена енергената била за чак 4,9 пута већа од варијабилности инфлације у Србији. Тренутна корелација међугодишњих промена инфлације и промена домаћих цена енергената је релативно висока и износи 0,83, док је инфлација у Србији слабије повезана са светским ценама енергената са којом је тренутна корелација 0,38.

На кретање инфлације у Србији у анализираном периоду утицали су и други фактори, као што су кретање девизног курса и бруто зарада (трошкова рада) у Србији. Укључивање додатних фактора је неопходно да би се добила непристрасна оцена утицаја цена енергената на инфлацију. Иако је утицај девизног курса на инфлацију мањи него током 80-тих и 90-тих година прошлог века [11], он је и даље висок због високог степена евроизације у Србији. Стога је стабилизација, а потом *de facto* фиксирање девизног курса у разматраном периоду позитивно утицало на смањење инфлације у Србији. Друга важна детерминанта инфлације представља кретање трошкова рада, јер трошкови рада означавају важан инпут у свим производним активностима. Трошкови рада су у Србији од 2011. до 2017. године расли релативно споро, након чега се њихов раст убрзава, тако да расту брже од збирног раста продуктивности и инфлације, што има за последицу раст учешћа трошкова рада у цени производа.

3. ЕКОНОМЕТРИЈСКИ РЕЗУЛТАТИ

Економетријско истраживање заснива се на коинтеграционој анализи како би се сагледала природа дугорочне везе општег индекса цена са неким од кључних економских фактора, укључујући цену енергената. Прецизније, посматрамо повезаност индекса потрошачких цена (p), индекса ефективног номиналног девизног курса (er), трошкова рада (lc) и индекса домаћих цена енергената (dep). Додатно смо испитивали утицај светских цена енергената (wep). Све временске серије су претходно логаритмоване, што значи да параметри које оцењујемо представљају коефицијенте еластичности. Коришћен је Јохансенов коинтеграциони приступ [9] и Песаран-Шин-Смитова техника граничног тестирања [12], која се изводи из ауторегресионог модела расподељених доцњи (енгл. ARDL). Разматрали смо и две модификације овог модела: нелинеарну (NARDL) и квантилну (QARDL).

3.1. Коинтеграциона анализа општег нивоа цена, ефективног девизног курса, трошкова рада и домаће цене енергената

Применом Јохансенове процедуре добили смо резултат о постојању јединствене коинтеграционе релације између посматраних величина (Табела 1). Како је коинтеграциона веза статистички значајна само у једначини инфлације (Табела 2), то су остале разматране променљиве (домаће цене енергената, девизни курс и трошкови рада) слабо егзогене у односу на коинтеграционе параметре. Све четири временске серије су оправдано присутне у коинтеграционој релацији и појединачно посматрано нису стационарне (Табела 2).

Табела 1: Тестирање постојања коинтеграције између општег нивоа цена, ефективног девизног курса, трошкова рада и домаћих цена енергената

Хипотезе	Карактерист. вредност	Статистика трага	Критична вредност	p -вредност
$H_0: r=0, H_1: r>0$	0,609	67,80	53,95	0,00
$H_0: r=1, H_1: r>1$	0,456	31,28	35,07	0,13

Напомене: Број коинтеграционих релација означен је са r . Коришћен је VAR реда 2 са константом која је део коинтеграционог простора. Модел садржи две импулсне вештачке променљиве дефинисане тако да узимају једину ненулту вредност 1 редом за следеће месеце: 2012:1 и 2020:2. Статистика трага заснива се на примени Бартлетове корекције.

Табела 2: Тестирање припадности коинтеграционој вези, стационарности појединачних временских серија и слабе егзогености

Значајност присуства коинтеграционог простору				
p_t	er_t	lc_t	dep_t	Константа
12,5 (0,0)	12,2 (0,0)	15,2 (0,0)	7,6 (0,0)	12,2 (0,0)
Евентуална стационарност појединачних временских серија				
p_t	er_t	lc_t	dep_t	
24,5 (0,0)	24,9 (0,0)	18,4 (0,0)	25,1 (0,0)	
Значајност присуства коинтеграционе везе (провера слабе егзогености)				
p_t	er_t	lc_t	dep_t	
11,9 (0,00)	0,46 (0,50)	1,5 (0,22)	1,1 (0,29)	

Напомена: Резултати су добијени под претпоставком постојања једне коинтеграционе релације. У заградаи су дате p -вредности.

Оцена дугорочне реакције општег нивоа цена на промену домаћих цена енергената је 0,46. Оцене дугорочног утицаја ефективног девизног курса и трошкова рада су редом -0,36¹ и 0,44. Око 47% одступања од дугорочне равнотежне везе између инфлације и њених детерминанти коригује се у сваком наредном кварталу на основу путање дате коинтеграционе релације (Табела 3).

Табела 3: Оцене коинтеграционих параметара и параметра прилагођавања једначине инфлације

Оцене коинтеграционих параметара					Оцена параметра прилагођавања
p_t	er_t	lc_t	dep_t	Константа	Δp_t
1	0,361	-0,444	-0,459	-2,338	-0,472

Напомена: Δ је ознака за прву диференцу.

Слични резултати изведени су из приступа граничног тестирања. Финални модел са корекцијом равнотежне грешке сугерише вредност коефицијента прилагођавања -0,57 и оцену дугорочног утицаја домаће цене енергената 0,45. Краткорочне варијације инфлације статистички значајно зависе, како од текуће стопе раста трошкова рада и домаћих цена енергената, тако и од њихових стопа раста у претходном кварталу (Табела 4, доњи део).

Табела 4: Оцењени финални модел са корекцијом равнотежне грешке за инфлацију на основу домаће цене енергената

Објашњавајућа променљива	Оцена	p -вредност
<i>Дугорочна компонента</i>		
er_{t-1}	0,350	0,00
lc_{t-1}	-0,456	0,00
dep_{t-1}	-0,453	0,00
<i>Краткорочна компонента</i>		
Коефицијент прилагођавања	-0,567	0,00
Δer_t	0,059	0,15
Δlc_t	0,063	0,01
Δlc_{t-1}	-0,086	0,01
Δlc_{t-2}	-0,042	0,12
Δdep_t	0,167	0,00
Δdep_{t-1}	-0,130	0,00
<i>Статистичка својства модела</i>		
$R^2=0,86$, $SC=-7,075$, $Q(4)=4,38(0,36)$, $Q(8)=12,26(0,14)$, $Q^2(4)=1,58(0,81)$, $JB=5,52(0,06)$		

Напомена: Тест-статистика граничног теста коинтеграције 19,31 већа је од горње критичне вредности за ниво значајности 5% 4,02.

3.2. Коинтеграциона анализа општег нивоа цена, ефективног девизног курса, трошкова рада и светских цена енергената

Уколико се домаће цене енергената замене светским ценама, тада резултати тестирања не указују на постојање линеарне коинтеграције. Међутим, додатна анализа упућује на закључак да на дуги рок позитивна (wep_t^+) и негативна компонента (wep_t^-) светске цене енергената

¹ Ефективни девизни курс је израчунат као пондерисани просек билатералних курсева динара према корпи валута, при чему је курс динара исказан по Британској традицији, па раст курса одражава ап्रेसијацију, а пад депресијацију. Отуда негативан знак оцене параметра уз курс значи да када динар слаби (депресира) то подстиче инфлацију, а када јача долази до пада инфлације.

остварују значајан утицај различитог карактера на кретање општег нивоа цена у Србији. Отуда је оцењен NARDL модел којим се сугерише постојање дугорочне равнотежне релације између општег нивоа цена, ефективног номиналног девизног курса, трошкова рада, позитивних и негативних компоненти светске цене нафте (Табела 5). Дугорочна оцена утицаја позитивних шокова светске цене нафте је 0,13, а негативних шокова 0,03. Оцењено је да се у сваком наредном кварталу кретање инфлације у Србији прилагођава путањи ове равнотежне везе са фактором корекције 32%.

Табела 5: Оцењени финални модел са корекцијом равнотежне грешке за инфлацију на основу светске цене енергената

Објашњавајућа променљива	Оцена	p- вредност
<i>Дугорочна компонента</i>		
e_{t-1}	0,701	0,01
lc_{t-1}	-0,301	0,00
wep_{t-1}^+	-0,133	0,00
wep_{t-1}^-	-0,032	0,03
<i>Краткорочна компонента</i>		
Коефицијент прилагођавања	-0,323	0,00
Δe_t	0,089	0,05
Δlc_t	0,020	0,49
Δwep_t	0,003	0,70
Δwep_{t-1}	-0,019	0,01
<i>Статистичка својства модела</i>		
R ² =0,81, SC=-6,665, Q(4)=3,93(0,42), Q(8)=8,01(0,43), Q ² (4)=0,58(0,97), JB=2,34(0,31)		

Напомена: Тест-статистика граничног теста коинтеграције 38,7 већа је од горње критичне вредности за ниво значајности 5% 3,91.

3.3. Квантилна анализа

Да би испитали реакцију инфлације на промену цена енергената при различитим нивоима инфлације, оценили смо квантилне варијанте претходно посматраних ARDL модела за квантиле од 10% до 90%. Табела 6 обухвата оцене коинтеграционих параметара позитивних и негативних шокова светских цена енергената, као и одговарајуће оцене за домаће цене енергената. Такође су приказане оцене коефицијента прилагођавања.

Дугорочни утицај домаћих цена енергената на општи ниво цена је релативно стабилан при свим нивоима инфлације. Са друге стране, идентификовали смо статистички значајан утицај позитивне компоненте светске цене нафте почев од 30% квантила. Ефекат присуства негативне компоненте светске цене нафте готово да је занемарљив, изузев на неколико виших квантила. Оцене коефицијента прилагођавања не варирају значајно за различите квантиле, осим на најнижем квантилу (10%), за који је прилагођавање цена најслабије.

Добијени налази показују да што је виша инфлација у Србији, то она снажније реагује на позитивне промене светских цена енергената.

4. ЗАКЉУЧАК

Рад садржи резултате коинтеграционе анализе утицаја домаћих и светских цена енергената на кретање општег нивоа цена у Србији у периоду: 2011-2022. Као контролне величине користили смо ефективни номинални девизни курс и трошкове рада. Наши налази показују високу осетљивост инфлације на промене домаћих цена енергената, која је израженија него у неким

другим економијама Централне и Источне Европе [1]. Уочена је асиметрична реакција инфлације у Србији на позитивне и негативне промене у кретању светских цена енергената, која је снажнија за позитивне промене светских цена и при вишим нивоима инфлације. На основу добијених резултата следи да је важно да се економском политиком благовремено створе услови за ублажавање утицаја варијација светских цена енергената на инфлацију. То значи да је неопходно да се изграде складишта великог капацитета која би се пунила енергентима у периодима ниских цена, као и да се обезбеди фискални простор за смањење пореског оптерећање енергената у периодима великог скока њихових цена. Додатно, важно је да се највећи део енергената купује по дугорочним уговорима, али и да се смањи зависност Србије од увоза енергената.

Табела 6: Квантилне оцене коинтеграционих параметара уз светске и домаће цене енергената и параметра прилагођавања из QARDL модела

Квантил	Коинтеграција са светским ценама енергената			Коинтеграција са домаћим ценама енергената	
	$wер_{t-1}^+$	$wер_{t-1}^-$	Параметар прилагођ.	$дер_{t-1}$	Параметар прилагођ.
10%	0,16 (0,07)	0,04 (0,29)	-0,19 (0,00)	0,51 (0,00)	-0,46 (0,00)
30%	0,10 (0,04)	0,02 (0,32)	-0,30 (0,00)	0,50 (0,00)	-0,62 (0,00)
50%	0,17 (0,01)	0,03 (0,15)	-0,29 (0,00)	0,44 (0,00)	-0,61 (0,00)
70%	0,15 (0,01)	0,04 (0,09)	-0,32 (0,00)	0,48 (0,00)	-0,55 (0,00)
90%	0,13 (0,02)	0,04 (0,09)	-0,30 (0,00)	0,52 (0,00)	-0,58 (0,00)

Напомена: У загради су дате p -вредности.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Arsić, M., Mladenović, Z. and Nojković, A. (2024). The Impact of Energy Prices on Inflation in the Countries of Central and Eastern Europe, Working paper, University of Belgrade, Faculty of Economics and Business.
- [2] Baba, C. and Lee, J. (2022). Second-Round Effects of Oil Price Shocks Implications for Europe's Inflation. IMF Working Paper No. 2022/173.
- [3] Ben Cheikh, N., Ben Zaied, Y. and Mattoussi, W. (2023). Oil Price Shocks in The Age of Surging Inflation. *Energy Economics*, 128 (3), 107128.
- [4] Blanchard, O. and Gali, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are The 2000s So Different From the 1970s? NBER Working Paper No. 13368.
- [5] Bruno, M. and Sachs, J. (1985). *Economics of Worldwide Stagnation*, Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
- [6] DeGregorio, J., Landerretche, O. and Neilson, C. (2007). Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation. *Economia Journal*, 7(2), 155–196.
- [7] Hamilton, J. D. (2003). What Is an Oil Shock? *Journal of Econometrics*, 113 (2), 363–398.
- [8] Hooker, M. A. (2002). Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34 (2), 540-561.
- [9] Johansen, S. (1996). *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, Oxford University Press, Oxford, 2nd edition.
- [10] Kilian, L. and Zhou, X. (2023). A Broader Perspective on the Inflationary Effects of Energy Price Shocks, *Energy Economics*, 125, 106893.
- [11] Mladenović, Z. and Petrović, P. (2014). Currency Crash and Exchange Rate Pass-Through: A Tale of Two Crises in Serbia, *Eastern European Economics*, 52 (2), 65-84.
- [12] Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of the Level Relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.