

---

## **СТРУЧНИ РАДОВИ**

### **АНАЛИЗА СТЕПЕНА И ДИНАМИКЕ ПРЕНОСА УЛАЗНИХ ЦЕНА НА ИЗЛАЗНЕ ЦЕНЕ ДУЖ ЛАНЦА ИНДУСТРИЈСКО-ПРЕХРАМБЕНИХ ПРОИЗВОДА У СРБИЈИ**

Андреа Јовић, Стојан Јанковић и Лазар Радивојевић

© Народна банка Србије, март 2026.

Доступно на [www.nbs.rs](http://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](http://www.nbs.rs)

---

## **Анализа степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене дуж ланца индустријско-прехранбених производа у Србији**

Андреа Јовић, Стојан Јанковић и Лазар Радивојевић

**Апстракт:** Истраживање се бави анализом преноса цена у индустријско-прехранбеном ланцу у Србији, испитујући везе између берзанских цена примарних пољопривредних производа, произвођачких и потрошачких цена хране, с фокусом на динамику и асиметричност у том преносу. Применом *NARDL* модела на месечне податке процењени су краткорочни и дугорочни ефекти позитивних и негативних ценовних шокова, при чему су у моделе укључене одговарајуће контролне варијабле, како би се обухватили специфични утицаји из међународног окружења. Добијени резултати указују на постојање статистички значајног и економски релевантног асиметричног преноса цена дуж целог ланца, при чему се интензитет асиметрије разликује између појединих фаза. У фази прераде, раст берзанских цена примарних пољопривредних производа од 1% доводи до повећања произвођачких цена за 0,62%, док пад берзанских цена од 1% резултира смањењем цена примарних пољопривредних производа од 0,51%, што указује на непотпун пренос, уз умерену асиметрију. Снажнија асиметрија и јачи преносни ефекат оцењени су у фази малопродаје, где раст произвођачких цена од 1% повећава потрошачке цене за 1,12%, док пад произвођачких цена доводи до смањења потрошачких цена од 0,71%. Налази сугеришу да се ценовни шокови интензивирају како се приближавамо крајњем потрошачу, те да раст улазних трошкова има снажнији и потпунији утицај на повећање малопродајних цена него на њихово смањење, што се може довести у везу с феноменом номиналне ригидности цена наниже. Налази у раду имају значајне импликације за разумевање динамике цена у прехранбеном сектору и за формулисање мера економске политике усмерених на ублажавање и контролисање инфлаторних притисака.

**Кључне речи:** асиметричност, индустријско-прехранбени ланац, произвођачке цене, потрошачке цене, *NARDL*.

**[JEL Code]:** E31, Q11, C32

---

## Нетехнички резиме

Теоријска и емпиријска литература сагласна је у оцени да се ценовни притисци преносе кроз цео производни ланац – од прераде до малопродаје, али тај пренос није потпун нити симетричан. Док приступ са стране понуде наглашава да раст улазних цена подстиче раст излазних цена, приступ са стране тражње указује да повећана потрошачка тражња може утицати и на више цене у производњи. Бројна истраживања потврђују да произвођачке цене често претходе потрошачким, али постоје и налази о двосмерним утицајима, у зависности од карактеристика тржишта и посматраног периода. Посебна пажња у литератури посвећена је асиметричном преносу цена, односно појави да се раст улазних трошкова брже и снажније преноси на финалне цене него њихов пад. Ова појава се објашњава специфичном тржишном структуром, различитом преговарачком моћи учесника у производном ланцу, закљученим дугорочним уговорима и номиналном ригидношћу цена наниже, а емпиријски је често доказана управо у прехранбеном сектору, где малопродајни сегмент има пресудну улогу у формирању финалних цена за потрошаче.

Емпиријска анализа показује да се ценовни шокови дуж индустријско-прехранбеног ланца у Србији преносе асиметрично и различитом динамиком – снажније када улазни трошкови расту него када опадају и у већој мери у фази малопродаје. У фази прераде, раст цена примарних пољопривредних производа (пшеница, кукуруз, соја) на домаћем тржишту доводи до раста произвођачких цена хране од око 0,62%, док пад истих трошкова доводи до смањења цена од 0,51%, што је и статистички значајно ниже него у случају раста. У фази малопродаје асиметрија је још израженија, јер се раст произвођачких цена у просеку више него пропорционално преноси на потрошачке цене (1,11%), док је ефекат њиховог пада знатно слабији (0,71%). Поред кретања на домаћем тржишту, значајну улогу у формирању цена хране имају и глобални фактори. Кретање светских цена енергената и однос динара према евр и долару делују на динамику произвођачких и потрошачких цена хране, док су светске цене појединих сировина (попут какаоа и кафе) релевантне за специфичне сегменте производње. Добијени резултати потврђују постојање стабилне дугорочне везе између посматраних варијабли, али и релативно споро прилагођавање након ценовних шокова, с обзиром на то да се око 5–7% одступања од равнотеже коригује сваког месеца, што значи да су ефекти шокова протежу и у периоду дужем од годину дана.

Укупно посматрано, налази сугеришу да је пренос трошкова у прехранбеном сектору асиметричан у обе фазе индустријско-прехранбеног ланца, при чему је потпун и израженији у фази малопродаје. То има значајне импликације за разумевање динамике прехранбене и укупне инфлације, јер указује да глобални и домаћи трошковни притисци могу имати трајнији и снажнији ефекат на потрошачке цене.

---

## Садржај:

<b>1. Увод.....</b>	<b>10</b>
<b>2. Теоријски оквир и преглед емпиријске литературе.....</b>	<b>11</b>
<b>3. Динамика цена на тржишту прехранбених производа Србије .....</b>	<b>14</b>
<b>4. Подаци и методологија истраживања .....</b>	<b>15</b>
<b>5. Резултати емпиријске анализе.....</b>	<b>16</b>
5.1.    Анализа степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фази прераде индустријско-прехранбеног ланца.....	18
5.2.    Анализа степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фази малопродаје индустријско-прехранбеног ланца .....	20
5.3.    Поређење степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фазама прераде и малопродаје индустријско-прехранбеног ланца.....	23
<b>6. Закључак.....</b>	<b>24</b>
<b>Литература .....</b>	<b>26</b>

## 1. Увод

Динамика цена у прехранбеном сектору у значајној мери одређује укупну инфлацију, с обзиром на то да храна има релативно висок удео у потрошачкој корпи домаћинства, посебно у економијама у успону и развоју, каква је и Србија. После достизања рекордних нивоа током 2021. и 2022. године, ценовни притисци на тржишту хране постепено су ублажавани од почетка 2023. до средине 2025. године. Ипак, они су остали повишени у односу на преткризне нивое, пре свега због неповољних временских прилика које су утицале на исподпросечне пољопривредне сезоне, као и због раста цена енергената и високог реалног раста зарада, који су утицали на веће трошкове рада. Поред наведених фактора, на постојан раст цена хране у малопродаји на домаћем тржишту утицало је и континуирано повећање трговинских маржи водећих трговинских ланаца у протеклим годинама.

Разумевање механизма преноса цена од пољопривредних произвођача преко прерађивача до малопродаваца представља важно питање и за економску теорију, и за креирање мера економске политике. Већи број аутора је сагласан у оцени да тај пренос често није ни потпун ни симетричан, већ да зависи од низа структурних и институционалних фактора, као што су степен тржишне концентрације и конкуренције, ниво преговарачке моћи учесника, регулаторни оквир, карактеристике потрошачке тражње и навике потрошача, и др. Због тога је у раду испитан феномен асиметричног преноса цена у фазама прераде и малопродаје индустријско-прехранбеног ланца у случају Србије, под претпоставком да се раст улазних цена снажније и брже преноси на излазне цене него њихов пад. У литератури се тај психолошко-економски феномен најчешће повезује с *номиналном ригидношћу цена наниже*, који подразумева да се цене спорије и у мањој мери прилагођавају наниже него навише. То је посебно изражено у фази малопродаје, где релативно висока тржишна концентрација и неједнака преговарачка моћ између тржишних учесника доводе до тога да се цене ретко спуштају чак и у условима када се трошкови набавке смањују. Таква динамика маржи директно се одражава на кретање потрошачких цена прехранбених производа, као и на перцепцију инфлације од стране привреде и домаћинства, што ствара додатни изазов за носиоце економске политике. У раду је примењен нелинеарни ауторегресиони модел распоређених доцњи (енгл. *Nonlinear Autoregressive Distributed Lag – NARDL*), који омогућава раздвајање позитивних и негативних промена улазних цена и процену њихових краткорочних и дугорочних ефеката на излазне цене. Примена *NARDL* модела омогућава прецизније сагледавање разлика у степену преноса и динамици цена, које не могу обухватити линеарни модели. Добијени резултати могу послужити за тумачење динамике прехранбене и укупне инфлације у Србији, као и за креирање мера усмерених на очување животног стандарда и куповне моћи становништва, као што је актуелна уредба.

Рад је структуриран на следећи начин. У другом поглављу дат је преглед релевантне теоријске и емпиријске литературе о преносу цена у ланцу индустријско-прехранбених производа. У трећем поглављу представљена су кретања берзанског индекса цена

пољопривредних производа, као и произвођачких и потрошачких цена хране на домаћем тржишту. У четвртом поглављу презентовани су коришћени подаци и методолошки оквир за истраживање, а у петом поглављу су интерпретирани резултати емпиријске анализе. У петом поглављу сагледани су досадашњи ефекти донете уредбе Владе РС, док су у завршном поглављу сумирани главни теоријско-емпиријски налази и њихова употребна вредност за креаторе економске политике.

## 2. Теоријски оквир и преглед емпиријске литературе

**Појам инфлације у економској литератури најчешће се дефинише као раст општег нивоа цена добара и услуга**, због чега представља једну од кључних макроекономских детерминанти и показатеља реалног сектора. Инфлација има изузетан значај за креаторе економских политика, пре свега монетарне политике, имајући у виду да је у режиму циљања инфлације, који примењује Србија, очување ценовне стабилности примарни циљ централне банке. Ниво и динамика цена од суштинског је значаја и за привреду, јер утиче на профитабилност кроз однос улазних и излазних цена, као и за становништво, будући да директно одређују реалну куповну моћ и животни стандард.

У пракси, инфлација се најчешће мери променом индекса потрошачких цена, који репрезентује цене из корпе добара и услуга које домаћинства купују. Из угла привреде важно је и кретање индекса произвођачких цена, који репрезентује цене по којима произвођачи продају своје производе осталим учесницима у производном ланцу. Када се анализира веза између ова два индекса, обично се индекс произвођачких цена користи као водећи индикатор за индекс потрошачких цена, тј. **очекује се да раст произвођачких цена буде пренет и на раст потрошачких цена**. Међутим, однос између ова два индекса је сложенији и не подразумева нужно једносмерну везу, јер је могућа и њихова међусобна интеракција, а у појединим околностима промене потрошачких цена могу повратном спрегом утицати на произвођачке цене. С тим у вези, *Asik* (2024) наводи два водећа приступа у тумачењу инфлаторних притисака и њиховог преноса: (1) приступ са стране понуде (енгл. *supply-side*) и (2) приступ са стране тражње (енгл. *demand-side*).

У оквиру приступа са стране понуде, инфлација се посматра као последица **растућих трошковних притисака** (енгл. *cost-push inflation*), који се преко произвођачких цена преносе на потрошачке цене. Другим речима, повећање улазних трошкова подстиче произвођаче да то повећање делимично или у потпуности пренесу на финалне цене производа (*Tiwari*, 2012). Овај механизам преноса одвија се кроз више фаза производног процеса, јер се примарне сировине најпре уграђују у интермедијарне производе, који затим служе као улазни инпути у производњи финалних добара намењених потрошњи. Насупрот томе, у оквиру приступа са стране тражње, **раст потрошачких цена који произилази из повећане тражње може се одразити и на произвођачке цене**. Преференције потрошача за одређене производе индиректно утичу на већу тражњу за сировинама и интермедијарним производима који учествују у

њиховом ланцу производње, што доводи до раста цена тих производа (*Caporale et al.*, 2002).

Бројни аутори бавили су се анализом трансмисије између произвођачких и потрошачких цена. У једном од првих истраживања на ову тему потврђена је једносмерна веза од произвођачких ка потрошачким ценама у САД (*Silver & Dudley*, 1980). Сличне резултате добили су и *Caporale et al.* (2002) на примеру земаља чланица групације Г7, анализирајући кретања цена у привредама развијених земаља у периоду Т1 1976 – Т4 1999. Новији радови су показали да однос између произвођачких и потрошачких цена може бити условљен посебним компонентама, као што су цене хране и енергије, при чему, ако се ове компоненте искључе, уочене везе знатно слабе (*Belton & Nair-Reichert*, 2007). Слична истраживања спроведена су и у земљама у развоју, где је једносмерна веза између произвођачких и потрошачких цена потврђена у различитим макроекономским окружењима. Утицај произвођачких на потрошачке цене доказали су *Ghazali et al.* (2008) на примеру Малезије за период јануар 1986 – април 2007. године, уз потврђену коинтеграцију. Исти резултати добијени су и у случају Мексика, при чему је истакнуто да укључивање произвођачких цена у моделе може знатно побољшати пројекције инфлације (*Sidaoui et al.*, 2009). Када су у питању земље региона, *Katsouli et al.* (2002) су на примеру Грчке помоћу модела корекције грешке ка равнотежи (енгл. *ECM*) потврдили коинтеграцију између два индекса, при чему промене произвођачких цена узрокују промене потрошачких цена. Слично томе, *Su et al.* (2016) су на примеру Словачке потврдили једносмерну везу, при чему су аутори истакли да у појединим периодима постоји двосмерна веза између ова два индекса. У анализи десет земаља средње и источне Европе, утврђено је да произвођачке цене, у смислу Грејнцера, узрокују потрошачке цене у већини посматраних земаља у панелу (Летонија, Литванија, Румунија, Словачка и Словенија), са изузетком Мађарске, где је потврђена обрнута узрочна веза, односно утицај потрошачких на произвођачке цене (*Khan et al.*, 2018).

Поред приступа који наглашава улогу трошковних притисака, у емпиријским истраживањима се користи и приступ са стране тражње, у оквиру којег се полази од претпоставке да кретања потрошачких цена одређују произвођачке цене. Први аутори који су довели у питање конвенционални приступ са стране понуде били су *Colclough и Lange* (1982), који су на примеру САД за период јануар 1945 – децембар 1979. године утврдили да потрошачке цене узрокују произвођачке. Сличном анализом показано је да је у периоду пре избијања глобалне финансијске кризе (јануар 2001 – август 2008) инфлација у Кини била углавном вођена факторима са стране тражње, имајући у виду да су промене потрошачких цена узроковале промене произвођачких цена, уз доцњу од једног до три месеца (*Fan et al.*, 2009). Таква истраживања спроведена су и за Аустралију и Пакистан, код којих је такође уочена веза од потрошачких цена ка произвођачким (*Tiwari*, 2012, *Shahbaz et al.*, 2012). Иако већина студија указује на једносмерну везу између произвођачких и потрошачких цена, нека истраживања показују постојање двосмерне узрочне везе између ова два индекса у одређеним макроекономским окружењима (*Jones*, 1986, *Shahbaz et al.*, 2009, *Kwon & Koo*, 2009, *Ozpolat*, 2020). Такви налази указују да у појединим периодима потрошачке цене могу утицати на произвођачке, и обрнуто, што истиче комплексност механизма преноса инфлаторних притисака кроз цео ланац вредности – од производње, преко прераде и

дистрибуције, до продаје. Иако у економској литератури не постоји консензус о смеру узрочности између произвођачких и потрошачких цена, јер он пре свега зависи од специфичних околности посматраних земаља и периода, трошковни приступ са стране понуде ипак је чешће заступљен.

Имајући у виду да се формирање цена одвија кроз цео производни ланац – од фазе набавке сировина, преко њихове прераде, до трговине на велико и мало – **промене улазних цена представљају кључни канал трансмисије кроз који се трошковни притисци преносе на цене финалних производа**. С тим у вези, у литератури су заступљена истраживања која се баве степеном преноса трошкова инпута на продајне цене производа, при чему тај пренос није нужно симетричан. *Meyer* и *Cramon-Taubadel* (2004) су показали да раст улазних трошкова често брже и потпуније доводи до раста излазних цена него што пад трошкова утиче на њихово снижавање. Овај психолошко-економски феномен се у литератури објашњава концептом **номиналне ригидности цена наниже, који указује на тенденцију цена да се прилагођавају брже навише него наниже** (*Rotemberg*, 1982). Асиметричан пренос цена последица је више фактора, укључујући тржишну концентрацију и степен конкуренције, неједнаку преговарачку моћ учесника у ланцу, као и постојање фиксних трошкова, дугорочних уговора и различитих ценовних стратегија и политика. Посебно у финалној малопродајној фази производног ланца, учесници с већом преговарачком моћи пораст улазних трошкова релативно брзо уграђују у продајне цене, док се пад трошкова у њиховом пословању спорије и непотпуно преноси на крајње потрошаче. С обзиром на ове теоријске механизме, емпиријска анализа степена преноса цена захтева примену методолошког приступа који омогућава разликовање ефеката позитивних и негативних промена трошкова, као и идентификацију дугорочних и краткорочних ефеката у преносу цена дуж целог ланца.

Једно од обухватнијих истраживања која су се бавила овом темом односи се на анализу асиметричности преноса цена сирове нафте на малопродајне цене бензина у САД, при чему је емпиријски утврђено да се цене бензина брже и интензивније прилагођавају расту цена сирове нафте него њиховом паду (*Borenstein et al.*, 1997). **Анализе асиметричног преноса цена посебно су заступљене у истраживањима тржишта хране, имајући у виду сложеност вертикално интегрисаних ланаца производње, као и кључну улогу малопродајног сегмента у формирању финалних цена**. Испитујући динамику veleпродајних и малопродајних цена на тржишту путера у САД, *Chavas* и *Mehta* (2004) потврдили су снажну краткорочну и дугорочну асиметрију у преносу цена, при чему је опредељујући фактор несавршена конкуренција у малопродаји. Слично томе, асиметричан пренос у вертикалном ланцу вредности у САД уочен је и код цена свињског меса у периоду 1987–1998. године (*Goodwin & Harper*, 2000). На примеру Грчке, *Reziti* (2005) је испитивао пренос цена кромпира, парадајза, поморанци и млека у фазама производње, veleпродаје и малопродаје. Емпиријски резултати показали су да постоји снажна асиметрија између произвођачких и потрошачких цена код свих посматраних производа, док је пренос од произвођачких ка veleпродајним ценама симетричан, што указује на кључну улогу малопродаје у генерисању ценовних асиметрија у вертикалном ланцу. На примеру Индонезије, Јужноафричке Републике и Турске, показано је да постоји краткорочна асиметрија у

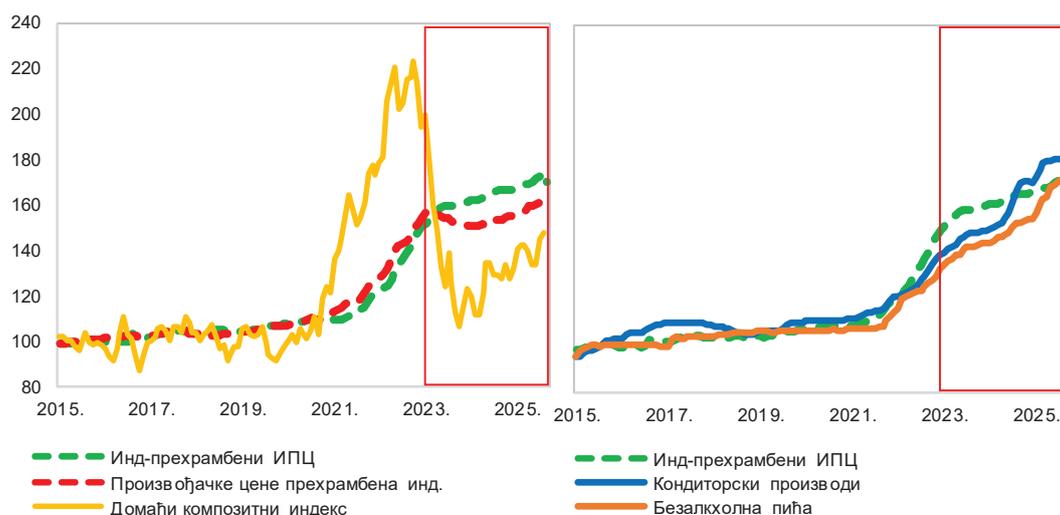
преносу између произвођачких и потрошачких цена, док је у Бразилу и Индији утврђена симетрична динамика ценовног прилагођавања (Mert, 2023).

### 3. Динамика цена на тржишту прехранбених производа Србије

Цене у домаћем ланцу индустријско-прехранбених производа у периоду од 2015. до 2020. године кретале су се релативно стабилно, услед ниских трошковних притисака на домаћем и међународном тржишту. Након опоравка од пандемије дошло је до пораста тражње, што је, у условима поремећаја у глобалним ланцима снабдевања, деловало инфлаторно на светске цене примарних производа. Снажан раст светских цена хране и енергије од краја 2021. године пренео се и на домаће тржиште, при чему је подстицај расту цена на домаћем тржишту долазио и од лошије домаће пољопривредне сезоне у две узастопне године (реални пад производње у пољопривреди од 2,4% у 2021. и 7,4 % у 2022).

У периоду од јануара 2023. до августа 2025. године, трошковни притисци су ублажени у односу на рекордне нивое из 2021. и 2022, али су остали присутни (Графикон 1), о чему сведочи домаћи композитни берзански индекс, који је за трећину виши у односу на преткризни период 2015–2020. године. Цене хране и у производњи и у потрошњи и даље се налазе изнад нивоа које су бележиле пре пандемије због деловања различитих структурних фактора, услед чега се тешко може очекивати њихов повратак на претпандемијске нивое. На постојан раст цена са стране понуде делују фактори попут климатских прилика, геополитичких тензија, логистичких застоја и трошкова рада, а са стране тражње кумулативни раст реалних зарада од око 18% у посматраном периоду, који је значајно већи расположиви доходак становништва.

Графикон 1. Динамика цена у домаћем ланцу индустријско-прехранбених производа (у индексним поенима, 2015 = 100)



Извор: РЗС, Продуктна берза Нови САД и прорачун аутора.

У периоду од јануара 2023. до августа 2025. године потрошачке цене индустријско-прехрамбених производа кумулативно су порасле за 15,7%, при чему је раст цена из категорије безалкохолних пића и кондиторских производа, које су биле под утицајем виших светских цена кафе и какаоа, био готово двоструко бржи и кретао се око 30%.

#### 4. Подаци и методологија истраживања

За потребе овог истраживања коришћени су месечни подаци у периоду јануар 2013 – август 2025. године, закључно с месецом који је претходио ступању на снагу *Уредбе о посебним условима за обављање трговине за одређену врсту робе* (у даљем тексту: *Уредба*), којом су на период од шест месеци, почев од септембра 2025. године, ограничене трговинске марже за иницијално 23 робне категорије на максималну стопу од 20%. Као зависне променљиве у емпиријској анализи коришћене су потрошачке цене индустријско-прехрамбених производа (*cpi\_preh*), као и цене произвођача у прехрамбеној индустрији (*ppi\_preh*), чије податке објављује Републички завод за статистику (РЗС). Поред тога, у анализи су коришћени композитни индекс примарних пољопривредних производа (*domaci\_kmp*), који се састоји од цена пшенице, кукуруза и соје с Продуктне берзе у Новом Саду, као и светске цене какаоа (*kakao*), изражене у америчким доларима по тони, преузете из базе *FRED*-а. За обухватање утицаја међународних фактора на пренос цена, коришћен је индекс светских цена енергената Светске банке (*eng*), састављен пре свега од цена сирове нафте, а затим и од цена природног гаса и угља, као и номинални ефективни девизни курс динара (*neer*), посматран у односу на корпу валута (евро и долар), при чему раст индекса означава јачање динара. Све варијабле су иницијално трансформисане у логаритамски облик, како би се смањила хетероскедастичност и омогућила интерпретација оцењених параметара као коефицијената еластичности.

У наредном делу је показано да су све посматране серије нивоа интегрисаности  $I(0)$  или  $I(1)$ , због чега сматрамо да ауторегресиони модел распоређених доцњи (енгл. *ARDL*), који су развили *Pesaran et al.* (2001), представља адекватан економетријски модел за оцењивање узрочних веза међу посматраним варијаблама. Првобитни *ARDL* модел накнадно су проширили *Shin et al.* (2014) нелинеарном варијантом (енгл. *NARDL*), посредством којег смо у нашој емпиријској анализи испитали ефекте кумулативних позитивних и негативних шокова у независним варијаблама на зависну варијаблу у дугом року, као и (а)симетрију тих ефеката на зависну варијаблу у погледу степена и интензитета њиховог преноса. Општа форма модела гласи:

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

У формули је:

- $y_t$  – зависна променљива;
- $x_{t-j}^+$  – декомпоноване позитивне промене независне променљиве;

- $x_{t-j}^-$  – декомпоноване негативне промене независне променљиве;
- $\varepsilon_t$  – стохастичка грешка.

Кумулативне позитивне и негативне промене независне варијабле дефинисане су на следећи начин:

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

Предност овог приступа огледа се у адекватнијем обухватању краткорочних и дугорочних интеракција између променљивих, при чему се укључивањем њихових оцењених вредности ублажава проблем серијске корелације резидуала. Такође, *NARDL* омогућава истовремено тестирање коинтеграције у присуству асиметрије, односно испитивање дугорочне равнотежне везе између променљивих без потребе за свођењем свих серија на исти ред интегрисаности. С тим у вези, у оквиру емпиријске анализе спровели смо тест критичних граничних вредности (енгл. *Bounds Test*), као и *Wald* дугорочне и краткорочне асиметричности.

## 5. Резултати емпиријске анализе

У наставку су спроведени тестови јединичног корена – *ADF* и *KPSS*, чији су резултати приказани у Табели 1. За временске серије *cpi\_preh*, *ppi\_preh*, *domaci\_kmp* и *kakao*, тестови су сагласни у оцени да не поседују јединични корен, док су за временске серије *eng* и *neer* налази мешовити. Конкретно, *ADF* тест сугерише да наведене серије поседују по један јединични корен, који се отклања применом прве диференце, док *KPSS* тест указује на одсуство јединичног корена, тј. стационарност серија у нивоу. Овакви налази оправдавају употребу *NARDL* модела.

Табела 1. Резултати тестова јединичног корена на серијама посматраних варијабли

Варијабле	Ниво варијабле	<i>ADF</i> ( <i>k</i> ) тест	Једин. корен	<i>KPSS</i> тест	Једин. корен	Детер. комп.	Ниво интегр.
<i>cpi_preh</i>	<i>cpi_preh<sub>t</sub></i>	-1,48 (3)	да	0,33	да	const. + trend	I(1)
	$\Delta cpi\_preh_t$	<b>-3,62 (15)</b>	не	<b>0,09</b>	не		
<i>eng</i>	<i>eng<sub>t</sub></i>	-2,53 (1)	да	<b>0,22</b>	не	const.	I(1) / I(0)
	$\Delta eng_t$	<b>-8,44 (0)</b>	не	-	-		
<i>neer</i>	<i>neer<sub>t</sub></i>	-2,15 (12)	да	<b>0,21</b>	не	const.	I(1) / I(0)
	$\Delta neer_t$	<b>-8,01 (0)</b>	не	-	-		
<i>ppi_preh</i>	<i>ppi_ind<sub>t</sub></i>	-2,27 (6)	да	0,31	да	const. + trend	I(1)
	$\Delta ppi\_ind_t$	<b>-4,66 (1)</b>	не	<b>0,11</b>	не		
<i>kakao</i>	<i>kakao<sub>t</sub></i>	-0,53 (1)	да	0,55	да	const.	I(1)
	$\Delta kakao_t$	<b>-9,52 (0)</b>	не	<b>0,25</b>	не		
<i>domaci_kmp</i>	<i>domaci_kmp<sub>t</sub></i>	-1,74 (1)	да	0,72	да	const.	I(1)
	$\Delta domaci\_kmp_t$	<b>-9,67 (0)</b>	не	<b>0,15</b>	не		

Извор: прорачун и приказ аутора уз помоћ статистичког пакета *EViews*.

Напомена: Над серијама је спроведена логаритамска трансформација. Детерминистичке компоненте су изабране применом процедуре *Stock-Watson*, а критичне вредности на нивоу значајности од 5% износе: -2,88 (за  $\tau_{\alpha}$ ) и -3,44 (за  $\tau_{\beta}$ ) код *ADF* теста, односно 0,46 (за  $\tau_{\alpha}$ ) и 0,15 (за  $\tau_{\beta}$ ) код *KPSS* теста. Ознака *k* код *ADF* теста односи се на број корективних фактора који је потребно додати ради елиминисања аутокорелације закључно са одређеном доцњом.

Резултати Грејндерових тестова узрочности, дати у Табели 2, показују да су кретања цена у индустријско-прехранбеном ланцу пре свега вођена променама цена инпута у

производњи и продаји. Једносмерна узрочност утврђена је од светских цена енергије ка потрошачким ценама индустријско-прехранбених производа, као и од композитног индекса цена пољопривредних производа с домаће продуктне берзе ка произвођачким ценама. При томе, између потрошачких и произвођачких цена индустријско-прехранбених производа утврђена је двосмерна узрочност, при чему је **утицај произвођачких на потрошачке цене статистички значајан на свим уобичајеним нивоима значајности (1%, 5% и 10%) и израженији него у супротном смеру**. Овај налаз указује на снажну ценовну повезаност између фаза прераде и малопродаје унутар индустријско-прехранбеног ланца, при чему кретања цена на једном сегменту ланца претходе и условљавају кретања на другом, што додатно оправдава анализу механизма преноса цена.

Табела 2. Резултати Грејнџерових тестова узрочности на серијама посматраних варијабли

Нулта хипотеза	Вероватноћа	Налаз
<i>ppi_preh</i> не узрокује <i>cpi_preh</i> <i>cpi_preh</i> не узрокује <i>ppi_preh</i>	0,0000 0,0153	двосмерна узрочност између потрошачких и произвођачких цена индустријско-прехранбених производа
<i>eng</i> не узрокује <i>cpi_preh</i> <i>cpi_preh</i> не узрокује <i>eng</i>	0,0275 0,9625	једносмерна узрочност од светских цена енергије ка потрошачким ценама индустријско-прехранбених производа
<i>neer</i> не узрокује <i>cpi_preh</i> <i>cpi_preh</i> не узрокује <i>neer</i>	0,3640 0,3985	није утврђена узрочност између варијабли
<i>kakao</i> не узрокује <i>ppi_preh</i> <i>ppi_preh</i> не узрокује <i>kakao</i>	0,0053 0,0086	двосмерна узрочност између светских цена какаоа и индекса цена произвођача индустријско-прехранбених производа
<i>domaci_kmp</i> не узрокује <i>ppi_preh</i> <i>ppi_preh</i> не узрокује <i>domaci_kmp</i>	0,0000 0,7959	једносмерна узрочност од композитног индекса цена пшенице, кукуруза и соје на тржишту Србије на индекс цена произвођача индустријско-прехранбених производа

Извор: прорачун аутора помоћу статистичког пакета *EViews*.

Сходно уоченим везама, сматрамо да је оправдано моделирати потрошачке цене индустријско-прехранбених производа у функцији произвођачких цена хране, светских цена енергије и номиналног девизног курса, а произвођачке цене у функцији светских цена какаоа и домаћег композитног индекса цена примарних пољопривредних производа. Оптималан број доцњи одређен је на основу помоћног *VAR* модела, при чему је већина информационих критеријума сагласна у оцени да су две доцње укључене у модел довољне. На основу спроведених тестова, спецификовани су одговарајући *NARDL* модели. Утврђена Грејнџерова узрочност указује на краткорочну интеракцију између цена у индустријско-прехранбеном ланцу, али не имплицира постојање везе у дугом року, која је додатно испитана помоћу *F-bounds* теста. Фокус на дугорочни утицај стављен је због тога што се пренос ценовних шокова дуж индустријско-прехранбеног ланца уобичајено одвија постепено. Према *Kozłowska* и *Awantang* (2023), тржишта прехранбених производа у кратком периоду често не могу потпуно да се прилагоде шоковима у улазним ценама, јер је пренос светских на домаће цене условљен степеном развоја инфраструктуре, режимом девизног курса и трговинске политике, адекватношћу робних резерви и др.

Полазећи од представљеног теоријског оквира и упоредиве емпиријске литературе, испитали смо степен и динамику преноса улазних цена на излазне цене дуж ланца индустријско-прехранбених производа у Србији. С тим у вези, формулисане су нулта и

алтернативна хипотеза (Табела 3) како бисмо проверили да ли су ефекти повећања и смањења берзанских на произвођачке цене (у фази прераде) и произвођачких на потрошачке цене хране (у фази малопродаје) једнаког обима, при чему одбацивање нулте хипотезе у било којој фази имплицира постојање асиметрије у преносу ценовних шокова.

Табела 3. Полазне хипотезе истраживања

Индустријско-прехрамбени ланац	Нулта хипотеза	Алтернативна хипотеза
Фаза прераде	$\beta^{+}_{domaci\_kmp} = \beta^{-}_{domaci\_kmp}$	$\beta^{+}_{domaci\_kmp} \neq \beta^{-}_{domaci\_kmp}$
Фаза малопродаје	$\beta^{+}_{ppi\_preh} = \beta^{-}_{ppi\_preh}$	$\beta^{+}_{ppi\_preh} \neq \beta^{-}_{ppi\_preh}$

Извор: приказ аутора уз помоћ статистичког пакета *EViews*.

### 5.1. Анализа степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фази прераде индустријско-прехрамбеног ланца

У фази прераде испитивали смо утицај композитног индекса цена пшенице, кукуруза и соје, добијеног на основу података с Продуктне берзе у Новом Саду, на цене произвођача у прехрамбеној индустрији у дугом року. Композитни индекс је коришћен као показатељ трошковних притисака у производњи највећег дела прехрамбених категорија на домаћем тржишту, док је индекс светске цене какаоа додатно укључен у анализу како би се обухватио ефекат на цене кондиторских производа, које су дужи период бележиле висок раст и на домаћем тржишту. У том контексту оценили смо следећу *NARDL* спецификацију:

$$\Delta \ln ppi\_preh_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta \ln ppi\_preh_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i^+ \Delta \ln domaci\_kmp\_pos_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i^- \Delta \ln domaci\_kmp\_neg_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \ln kakao_{t-i} + \rho \ln ppi\_preh_{t-1} + \Phi^+ \ln domaci\_kmp\_pos_{t-1} + \Phi^- \ln domaci\_kmp\_neg_{t-1} + \theta_1 \ln kakao_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

У формули је:

- $\beta_0$  – константа у моделу;
- $\lambda$  – краткорочни коефицијент уз ауторегресиону компоненту модела;
- $\delta_i^+$  и  $\delta_i^-$  – краткорочни коефицијенти уз парцијалне суме позитивних и негативних промена композитног индекса цена примарних пољопривредних производа, респективно;
- $\gamma_i$  – краткорочни коефицијент уз светске цене какаоа;
- $\rho$  – коефицијент уз ауторегресиону компоненту модела у дугом року;
- $\Phi^+$  и  $\Phi^-$  – коефицијенти уз дугорочне ефекте позитивног односно негативног кумулативног шока у композитном индексу цена примарних пољопривредних производа, респективно;
- $\theta_1$  – коефицијент уз светске цене какаоа у дугом року.

Табела 4. Ефекти промена улазних на излазне цене у фази прераде у дугом року

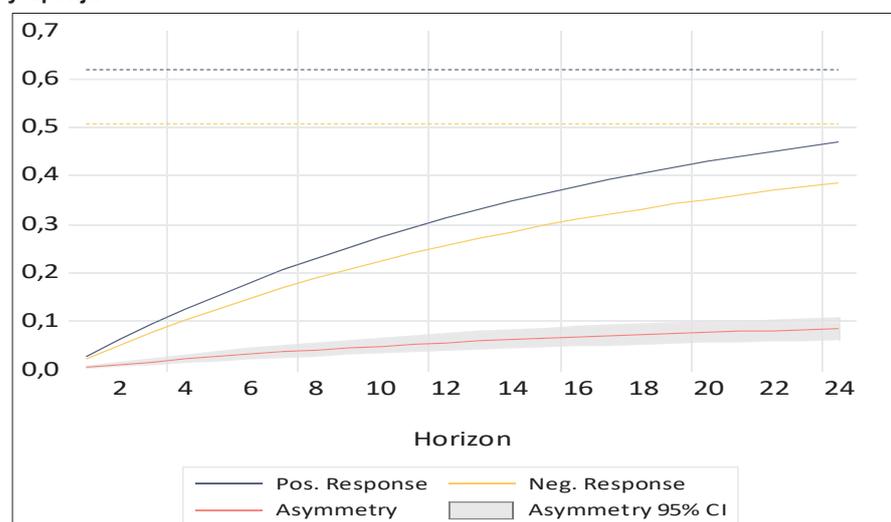
Варијабле	Резултати оцењене једначине
Зависна варијабла: <i>ppi_preh<sub>t</sub></i>	
<i>domaci kmp<sub>t</sub></i> (кумулативни позитивни ефекти)	0,6202**
<i>domaci kmp<sub>t</sub></i> (кумулативни негативни ефекти)	0,5082***
<i>какао<sub>t</sub></i>	0,0677***
<i>c</i>	4,3664***
<i>F-Bounds</i> тест статистика	15,7893***
Коефицијент брзине прилагођавања <i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,0474***
Период анализе	јануар 2013 – август 2025. године
*** – статистички значајно на нивоу значајности од 1%	
** – статистички значајно на нивоу значајности од 5%	
* – статистички значајно на нивоу значајности од 10%	

Извор: прорачун аутора помоћу статистичког пакета *EViews*.

Напомена: Све анализирани варијабле су претходно логаритмоване. Оцењени коефицијенти су добијени из коинтеграционе једначине.

Резултати оцењеног *NARDL* модела, представљени у Табели 4, указују на постојање статистички значајне дугорочне везе између, с једне стране, цена примарних пољопривредних производа на домаћем тржишту и светских цена какаоа и, с друге стране, цена произвођача у прехранбеној индустрији Србије. Кумулативни коефицијент уз позитивне промене композитног индекса цена производа на домаћој продуктној берзи статистички је значајан на свим нивоима значајности и при томе је већи од одговарајућег коефицијента уз негативне промене, што потврђује израженији пренос раста цена инпута у фази прераде хране у односу на њихов пад. Конкретно, **повећање берзанских цена пшенице, кукуруза и соје од 1% повезано је с растом произвођачких цена од приближно 0,62%, док је ефекат њиховог смањења нешто слабији и износи 0,51%.**

Графикон 2. Асиметрија кумулативног ефекта шока у берзанским ценама на произвођачке цене хране у Србији



Извор: прорачун аутора помоћу *EViews*.

На исти закључак упућује и резултат *Wald* теста, према којем се одбацује нулта хипотеза о једнакости дугорочних коефицијената и потврђује постојање дугорочне асиметрије у преносу берзанских цена на цене произвођача хране у фази прераде. Крива асиметрије позитивних и негативних ценовних шокова позитивна је и растућа (Графикон 2), а 95-процентни интервал поверења не обухвата апсцису током хоризонта

од 24 месеца, што показује да је уочена асиметрија у дугом року статистички значајна. С обзиром на то да су оцењени параметри уз домаћи композитни индекс мањи од јединице, пренос ценовних промена није потпун, што значи да је део тих промена, и позитивних и негативних, апсорбован у профитима произвођача. И светске цене какаоа показују статистички значајан позитиван утицај на произвођачке цене од 0,07%. Интензитет овог ефекта је знатно слабији, што је очекивано ако се има у виду ужа производна примена какаоа у односу на основне житарице.

Вредност *F-bounds* тест статистике (15,79) знатно премашује горњу критичну вредност на свим нивоима значајности, чиме се потврђује постојање стабилне дугорочне равнотежне везе између посматраних варијабли. Истовремено, оцењени коефицијент брзине прилагођавања  $ECT_{t-1}$  има негативан предзнак, што значи да се систем враћа ка дугорочној равнотежи након одступања у кратком року услед шока (*Sendhil et al.*, 2013, *Olipra*, 2020). Добијена вредност од  $-0,05$  показује да се око 5% одступања зависне варијабле од дугорочне равнотеже коригује у сваком месецу. То значи да се након ценовног шока у једном месецу ефекти тог шока преливају кроз фазу прераде током готово наредне две године. На то утичу присутне ригидности у формирању и промени цена од стране малопродаваца, дугорочни уговорни односи у производном ланцу, учестали ценовни шокови који спречавају брже постизање дугорочне равнотеже, као и специфичне карактеристике домаћег тржишта прехранбених производа. Оцењени модел је стабилан и коректно спецификован, јер испуњава основне статистичке претпоставке одсуства аутокорељације, хомоскедастичности и нормалне расподеле резидуала (Табела 5). Посматрано у целини, **резултати сугеришу да су произвођачке цене у прехранбеној индустрији у дугом року снажно условљене кретањима цена примарних пољопривредних производа, при чему је пренос тих цена непотпун и асиметричан, и израженији у случају раста трошкова него у случају њиховог пада.**

Табела 5. Резултати спроведених статистичких тестова

Претпоставке	Тест	p-вредност
Нормалност	<i>Jarque-Bera</i>	0,0145
Аутокорељација	<i>Breusch-Godfrey</i>	0,1523
Хетероскедастичност	<i>Glejser</i>	0,1950
Спецификација модела	<i>Ramsey RESET</i>	добро спецификован
Стабилност модела	<i>CUSUM</i>	стабилан

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews*.

## 5.2. Анализа степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фази малопродаје индустријско-прехранбеног ланца

**У фази малопродаје** индустријско-прехранбеног ланца испитивали смо утицај цена произвођача на потрошачке цене индустријско-прехранбених производа у дугом року. Као показатељ трошковних притисака с глобалног тржишта коришћен је индекс светских цена енергената који објављује Светска банка. Будући да се већина светских цена примарних производа изражава у доларима, у модел је укључен и номинални ефективни девизни курс динара према корпи валута коју чине евро и долар. У том контексту оценили смо следећу *NARDL* спецификацију:

$$\Delta \ln cpi\_preh_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta \ln cpi\_preh_{t-j} + \sum_{i=0}^q \delta_i^+ \Delta \ln ppi\_preh\_post_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i^- \Delta \ln ppi\_preh\_neg_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i^1 \Delta \ln eng_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i^2 \Delta \ln neer_{t-i} + \rho \ln ppi\_preh_{t-1} + \Phi^+ \ln ppi\_preh_{t-1} + \Phi^- \ln ppi\_preh_{t-1} + \theta_1 \ln eng_{t-1} + \theta_2 \ln neer_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

У формули је:

- $\beta_0$  – константа у моделу;
- $\lambda$  – краткорочни коефицијент уз ауторегресиону компоненту модела;
- $\delta_i^+$  и  $\delta_i^-$  – краткорочни коефицијенти уз парцијалне суме позитивних и негативних промена индекса цена произвођача индустријско-прехранбених производа, респективно;
- $\gamma_i^1$  – краткорочни коефицијент уз светске цене енергије;
- $\gamma_i^2$  – краткорочни коефицијент уз номинални ефективни девизни курс;
- $\rho$  – коефицијент уз ауторегресиону компоненту модела у дугом року;
- $\Phi^+$  и  $\Phi^-$  – коефицијенти уз дугорочне ефекте позитивног односно негативног кумулативног шока у ценама произвођача индустријско-прехранбених производа, респективно;
- $\theta_1$  – коефицијент уз светске цене енергије у дугом року;
- $\theta_2$  – коефицијент уз номинални ефективни девизни курс у дугом року.

Табела 6. Ефекти промена улазних цена на излазне цене у фази малопродаје у дугом року

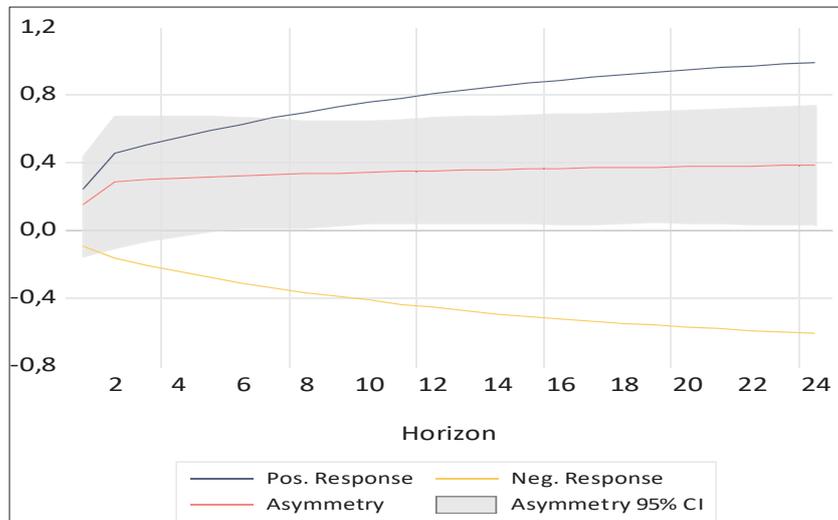
Варијабле	Резултати оцењене једначине
Зависна варијабла: <i>cpi_preh<sub>t</sub></i>	
<i>ppi_preh<sub>t</sub></i> (кумулативни позитивни ефекти)	1,1163 ***
<i>ppi_preh<sub>t</sub></i> (кумулативни негативни ефекти)	0,7081 * **
<i>eng<sub>t</sub></i>	0,0877 ***
<i>neer<sub>t</sub></i>	-0,6212 ***
<i>c</i>	7,0387 ***
<i>F-Bounds</i> тест статистика	13,2844 ***
Коефицијент брзине прилагођавања <i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,0732 ***
Период анализе	јануар 2013 – август 2025. године
*** – статистички значајно на нивоу значајности од 1% ** – статистички значајно на нивоу значајности од 5% * – статистички значајно на нивоу значајности од 10%	

Извор: прорачун аутора помоћу статистичког пакета *EViews*.

Напомена: Све анализирани варијабле су претходно логаритмоване. Оцењени коефицијенти су добијени из коинтеграционе једначине.

И у овој фази индустријско-прехранбеног ланца утврђена је позитивна и статистички значајна дугорочна веза између произвођачких и потрошачких цена, чији су параметри дати у Табели 6. Конкретно, кумулативни ефекат позитивних промена у произвођачким ценама (1,11%) приметно је већи од кумулативног ефекта негативних промена цена (0,71%), при чему и *Wald* тест потврђује присуство изражене асиметрије у преносу улазних цена на излазне цене. Крива асиметрије у преносу цена статистички је значајна у дугом року, при чему је пренос позитивних трошковних шокова знатно снажнији и бржи у односу на негативне шокове (Графикон 3).

Графикон 3. Асиметрија кумулативних ефеката шока у ценама произвођача на потрошачке цене хране у Србији



Извор: прорачун аутора помоћу EViews.

Дакле, раст цена произвођача индустријско-прехранбених производа више утиче на раст малопродајних цена него што њихов пад доводи до појефтинијења. Притом, степен преноса цена произвођача хране на потрошачке цене потпун је у случају виших цена произвођача, а непотпун у случају њиховог пада. Овакви налази су у складу са економском теоријом и најчешће се у литератури тумаче економско-психолошким феноменом номиналне ригидности цена наниже (енгл. *downward nominal price rigidity*). Утицај номиналног ефективног девизног курса на потрошачке цене хране такође је статистички значајан и очекиваног предзнака у смислу да депрецијација домаће валуте према корпи валута делује у смеру раста потрошачких цена индустријско--прехранбених производа, док апрецијација делује у супротном смеру. С обзиром на релативну стабилност динара према евра у протеклих осам година, може се закључити да је његово кретање било доминантно одређено динамиком односа евра према долару. Поред тога, веће цене енергије у претходном месецу одражавају се на раст малопродајних цена у текућем месецу, углавном кроз повећање транспортних и логистичких трошкова.

Вредност *F-bounds* тест статистике (13,28) знатно премашује горњу критичну вредност на свим нивоима значајности, што потврђује постојање стабилне дугорочне равнотежне везе између посматраних варијабли. Негативан и статистички значајан коефицијент брзине прилагођавања  $ECT_{t-1}$  од  $-0,07$  указује да се око 7% одступања зависне варијабли од дугорочне равнотеже коригује у сваком месецу. Ове оцене сугеришу да се ефекти ценовних шокова успорено преносе и кроз фазу малопродаје, у хоризонту од око 14 месеци. Практично, ефекти ценовних шокова постепено се преносе и с производног на малопродајни сегмент, услед ограничења у краткорочном прилагођавању ценовника, уговорних односа с добављачима, тржишних навика потрошача, пословних модела у трговини на мало, и др. **У целини посматрано, раст произвођачких цена хране снажно утиче на прехранбену инфлацију у Србији, док смањење цена у производњи доводи до непотпуног појефтинијења прехранбених производа за потрошаче, што се може довести у везу с концентрацијом на тржишту**

малопродаје, односно са степеном тржишне конкуренције и преговарачке моћи учесника у производном ланцу. Резултати спроведених тестова показују да резидуали поседују нормалну расподелу и да нису аутокорелисани, као и да су њихове варијансе хомоскедастичне (Табела 7).

Табела 7. Резултати спроведених статистичких тестова

Претпоставке	Тест	p-вредност
Нормалност	<i>Jarque-Bera</i>	0,8279
Аутокорелација	<i>Breusch-Godfrey</i>	0,0855
Хетероскедастичност	<i>Glejser</i>	0,4208
Спецификација модела	<i>Ramsey RESET</i>	добро спецификован
Стабилност модела	<i>CUSUM</i> и <i>CUSUM Sq.</i>	стабилан

Извор: прорачун аутора помоћу *EViews*.

### 5.3. Поређење степена и динамике преноса улазних цена на излазне цене у фазама прераде и малопродаје индустријско-прехранбеног ланца

Емпиријска анализа је показала да постоји асиметрија у преносу цена и у фази прераде и у финалној фази прехранбеног ланца, тј. да је ефекат раста улазних трошкова на излазне цене израженији него ефекат њиховог пада (Графикон 4). Притом, у случају домаћег тржишта уочава се да је асиметрија у преносу цена израженија у фази малопродаје него у фази прераде, као и да пренос није потпун у фази прераде. Другим речима, како се приближавамо крајњем потрошачу, раст трошкова инпута се све интензивније и потпуније уграђује у више финалне цене хране, док се њихов пад знатно спорије и у мањој мери одражава на појефтиније хране. Овај феномен се у економској литератури често означава ефектом „лета ракета и перја” (енгл. *rockets & feathers effect*) у смислу да се раст цена често упоређује с брзином лета ракета, а њихов пад с брзином лета перја (Tappata, 2009). Асиметрично прилагођавање цена често се објашњава постојањем информационе асиметрије, односно непотпуне информисаности потрошача о релевантним тржишним ценама и трошковима производње, што омогућава компанијама у свим фазама ланца производње да брже и потпуније пренесу раст трошкова инпута него њихово смањење. Ова тржишна дисторзија је, према Peltzman (2000), присутна и на концентрисаним и на атомизираним тржиштима, што значи да ниво конкуренције није одлучујући фактор за ценовну асиметрију. У погледу динамике укупне инфлације, негативни ценовни шокови, као што су снажан пад светских цена примарних производа и произвођачких цена, не одражавају се у истој мери на смањење потрошачких цена, што доприноси перзистентности инфлаторних притисака, чак и у условима ишчезавања последица егзогених шокова.

Као што је претходно показано, степен преноса улазних цена на излазне цене разликује се у фазама прераде и малопродаје (Графикон 4). Конкретно, у фази прераде раст берзанских цена примарних пољопривредних производа не преноси се у потпуности на више произвођачке цене индустријско-прехранбених производа (0,6%), док се у финалној фази прехранбеног ланца раст произвођачких цена, које представљају улазне трошкове за трговце на мало, у потпуности преноси на више потрошачке цене (1,1%). При томе, коефицијент еластичности изнад јединице указује не само на потпун већ и на појачан пренос, што може бити последица начина формирања трговинских маржи, које су у протеклим годинама знатно повећане,

упоредо с повећаним инфлаторним притисцима. Овај налаз потврђује да у индустријско-прехранбеном ланцу постоји ограничена ценовна флексибилност и неједнака тржишна позиција произвођача прехранбених производа и трговаца на мало. У целини посматрано, дуж ланца вредности интензитет преноса повећава како се приближавамо крајњем потрошачу: док прерађивачки сектор делује као амортизер дела ценовних шокова, дотле их малопродајни сегмент у већој мери и брже уграђује у финалне цене.

## 6. Закључак

Фокус нашег истраживања стављен је на анализу преноса цена у индустријско-прехранбеном ланцу у Србији, с посебним акцентом на асиметричност у том процесу. Значај анализе произилази из чињенице да цене индустријско-прехранбених производа које свакодневно купујемо имају важан удео у структури укупне инфлације, као и непосредан утицај на животни стандард домаћинства. У раду су применом *NARDL* модела испитани ефекти промена цена композитног индекса примарних пољопривредних производа на произвођачке цене у прехранбеној индустрији, а затим и утицај произвођачких цена на потрошачке цене индустријско-прехранбених производа, уз нагласак на дугорочним ефектима. Основни циљ био је оцена јачине канала и динамике преноса ценовних шокова, као и процена степена асиметрије у различитим фазама ланца.

У истраживању је потврђено постојање двосмерне везе између произвођачких и потрошачких цена у прехранбеном сектору Србије, при чему је утицај произвођачких на потрошачке цене потпун и јачег интензитета. Овај налаз је у складу с теоријским приступом инфлацији са стране понуде и концептом трошковне инфлације, према којем раст улазних цена генерише притиске на повећање излазних цена. Добијени резултати указују на постојање асиметричног преноса берзанских цена примарних пољопривредних производа на произвођачке цене у прехранбеној индустрији, при чему раст ових цена доводи до снажнијег повећања произвођачких цена него што њихов истоветни пад доводи до снижавања произвођачких цена. Асиметрија је још израженија у фази малопродаје, где се врши пренос с произвођачких на потрошачке цене: раст произвођачких цена у већој мери се прелива на раст потрошачких цена индустријско-прехранбених производа, него што њихов пад резултира снижавањем потрошачких цена. Из тога произилази закључак да је на страни малопродаваца присутна већа тржишна и преговарачка моћ у односу на остале учеснике у индустријско-прехранбеном ланцу. Поред тога, уочава се да раст светских цена енергената, као и депрецијација домаће валуте, статистички значајно утичу на раст потрошачких цена прехранбених производа у Србији. На нивоу целог индустријско-прехранбеног ланца потврђена је стабилна дугорочна равнотежна веза између посматраних варијабли, што значи да се ценовни шокови, иако различитог интензитета, постепено интегришу у дугорочну динамику цена хране у производњи и потрошњи. Будућа истраживања могу бити усмерена на дезагрегирану анализу по групама производа или појединачним производима.

На основу налаза спроведене емпиријске анализе, могуће је предложити и конкретне мере носиоцима економских политика које би биле усмерене на унапређење животног стандарда становништва и стварање конкурентнијег пословног амбијента у прехранбеном сектору. С тим у вези, неопходно је јачање институционалног и регулаторног оквира ради спречавања прекомерне тржишне моћи појединих учесника, посебно у сегменту малопродаје, што би допринело ублажавању уочених ценовних асиметрија и ефикаснијој заштити потрошача. Поред тога, систематско и континуирано праћење процеса формирања цена, уз интензивнију сарадњу креатора економских политика с релевантним тржишним учесницима, омогућило би и прецизније праћење инфлаторних притисака и правовремено реаговање на тржишне поремећаје, као и стабилизацију инфлационих очекивања потрошача. Такође, додатно подстицање конкуренције у прехранбеном сектору и улазак нових тржишних учесника може довести до природног ограничавања профита, повећања ефикасности и симетричности у преносу цена дуж читавог производног ланца.

У целини посматрано, резултати овог истраживања доприносе бољем разумевању механизма трансмисије цена у прехранбеном сектору Србије и као такви представљају корисну основу за креирање мера економске политике које би допринеле стабилизацији цена хране и укупне инфлације, као и очувања животног стандарда становништва.

## Литература

- Asik, B. (2024). The asymmetric effect of producer prices on consumer prices in Turkish economy. *Akademik Hassasiyetler*, 11 (24), 297–324.
- Belton, W. & Nair-Reichert, U. (2007). Inflation regimes, core inflation measures and the relationship between producer and consumer price inflation. *Applied Economics*, 39 (10), 1295–1305.
- Borenstein, S., Cameron, C. & Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly journal of economics*, 112 (1), 305–339.
- Caporale, M. G., Katsimi, M. & Pittis, N. (2002). Causality links between consumer and producer prices: some empirical evidence. *Southern Economic Journal*, 68 (3), 703–711.
- Chavas, J.-P. & Mehta, A. (2004). Price dynamics in a vertical sector: the case of butter. *American Journal of Agricultural Economics*, 86 (4), 1078–1093.
- Colclough, W. & Lange, M. (1982). Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices. *Journal of Econometrics*, 19 (2), 379–384.
- Fan, G., He, L. & Hu, J. (2009). CPI vs. PPI: Which drives which? *Frontiers of Economics in China*, 4 (3), 317–334.
- Ghazali, M., Yee, O. & Muhammad, M. Z. (2008). Do producer prices cause consumer prices? Some empirical evidence. *International Journal of Business and Management*, 3 (11), 78–82.
- Goodwin, B. & Harper, D. (2000). Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US pork sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32 (3), 543–553.
- Jones, J. (1986). Consumer prices, wholesale prices, and causality: More Empirical Evidence for the US, 1947–1983. *Empirical Economics*, 11 (1), 41–55.
- Katsouli, E., Vogiatzis, A. & Manitsaris, A. (2002). Linking consumer prices to wholesale prices: Error correction models for the case of Greece. *Agricultural Economics Review*, 3 (1), 12–22.
- Khan, K., Su, C.-W., Tao, R. & Lobont, O.-R. (2018). Producer Price Index and Consumer Price Index: Causality in Central and Eastern European Countries. *Ekonomický časopis*, 66 (4), 367–395.
- Kozłowska, K. & Awantang, A. (2023). *Price transmission in food markets*. Trade Policy Brief No. 55. FAO.
- Kwon, D.-H. & Koo, W. (2009). Price transmission mechanisms among disaggregated processing stages of food: Demand-pull or cost-push? *Agricultural & Applied Economics Association 2009 AAEA & ACCI Joint Annual Meeting*. Milwaukee.
- Mert, N. (2023). Transmission mechanism between consumer and producer prices in fragile five countries: Threshold cointegration and error correction. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 41 (2), 251–270.
- Meyer, J. & Cramon-Taubadel, S. V. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of agricultural economics*, 55 (3), 581–611.
- Olipra, J. (2020). Price transmission in (de)regulated agricultural markets. *Agrekon*, 60 (2), 157–175.
- Ozpolat, A. (2020). Causal link between consumer prices index and producer prices index: An Evidence from central and Eastern European Countries. *Adam Academy Journal of Social Sciences*, 10 (2), 319–332.

- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of political economy*, 108 (3), 466–502.
- Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16 (3), 289–326.
- Reziti, I. (2005). *An investigation into the relationship between producer, wholesale and retail prices of Greek agricultural products*. Athens: Centre of Planning and Economic Research.
- Rotemberg, J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of political economy*, 90 (6), 1187–1211.
- Sendhil, R., Kar, A., Mathur, V. C. & Jha, G. K. (2013). Price discovery, transmission and volatility: Evidence from agricultural commodity futures. *Agricultural Economics Research Review*, 26 (1), 41–54.
- Shahbaz, M., Awan, R. U. & Nasir, N. (2009). Producer & consumer prices nexus: ARDL bounds testing approach. *International Journal of Marketing Studies*, 1 (2), 79.
- Shahbaz, M., Tiwari, A. K. & Tahir, M. I. (2012). Does CPI Granger-cause WPI? New extensions from frequency domain approach in Pakistan. *Economic Modelling*, 29 (5), 1592–1597.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281–314.
- Sidaoui, J., Capistrán, C., Chiquiar, D. & Ramos-Francia, M. (2009). *A Note on the Predictive Content of PPI over CPI Inflation: The Case of Mexico*. Mexico City: Bank of Mexico.
- Silver, L. & Dudley, W. (1980). The lag relationship between wholesale and consumer prices: An application of the Hatanaka-Wallace procedure. *Journal of Econometrics*, 12 (3), 375–387.
- Su, C.-W., Khan, K., Lobonț, O.-R. & Sung, H.-C. (2016). Is there any Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index in Slovakia? A Bootstrap Rolling Approach. *Ekonomický časopis*, 64 (7), 611–628.
- Tappata, M. (2009). Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing. *The RAND Journal of Economics*, 40 (4), 673–687.
- Tiwari, A. K. (2012). An empirical investigation of causality between producers' price and consumers' price indices in Australia in frequency domain. *Economic Modelling*, 29 (5), 1571–1578.