



Közzététel: 2023. április 12.

A tanulmány címe:

Stabilizálhatja-e a monetáris politika az élelmiszer-inflációt?

Szerzők:

BAREITH TIBOR

a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem Kaposvári Campus Vidékfejlesztés és Fenntartható Gazdaság Intézetének egyetemi adjunktusa

E-mail: btibor09@gmail.com

FERTŐ IMRE

a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) főigazgatója, a KRTK Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos tanácsadója, a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem Agrár- és Élelmiszer-gazdasági Intézetének egyetemi tanára

E-mail: fertó.imre@krtk.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2023.04.hu0354>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:
„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 101. évfolyam 3. számában megjelent, Bareith Tibor–Fertő Imre által írt, Stabilizálhatja-e a monetáris politika az élelmiszer-inflációt?*”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem feltétlenül esnek egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Bareith Tibor – Fertő Imre

Stabilizálhatja-e a monetáris politika az élelmiszer-inflációt?*

Can monetary policy stabilise food inflation?

Bareith Tibor, a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem Kaposvári Campus Vidékfejlesztés és Fenntartható Gazdaság Intézetének egyetemi adjunktusa

E-mail: btibor09@gmail.com

Fertő Imre, a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) főigazgatója, a KRTK Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos tanácsadója, a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem Agrár- és Élelmiszer-gazdasági Intézetének egyetemi tanára

E-mail: ferto.imre@krtk.hu

Noha az optimális monetáris politika elméletileg biztosítja az élelmiszerárak stabilitását, empirikusan nagyon keveset tudunk ennek hatásmechanizmusáról, főként az Európai Unió (EU) országaiban és ezen belül Közép-Kelet-Európában. Tanulmányunk a 2007 januárjától 2022 novemberéig terjedő időszakban vizsgálja a monetáris politikának a magyar élelmiszer-inflációra gyakorolt hatását. A magyar helyzet jó esettanulmánynak tekinthető, hiszen az élelmiszereknek a fogyasztói kosárban elfoglalt aránya az EU-n belül hazánkban az átlagosnál magasabb. Kvantilis regresszióelemzést alkalmazva azt találjuk, hogy a kvantilisok közül sem a monetáris politikának, sem az árfolyamnak nincs hatása az élelmiszer-inflációra. Ugyanakkor az infláció jelentős szerepet játszik az élelmiszerár-növekedés előmozdításában. A globális élelmiszerár-index az alsó kvantilisekben növeli az élelmiszer-inflációt. Az eredmények robusztusak a különböző specifikációkra és a pénzkínálat alternatív mérőszámaira.

Kulcsszavak: élelmiszerárak, infláció, monetáris politika

While optimal monetary policy is theoretically recognized to provide food price stability, the empirical evidence about this effect is limited, especially in the countries of the European Union and within this in Central and Eastern Europe. This paper investigates the role of monetary policy shocks on food inflation in Hungary over the period January 2007 to November 2022. Hungary is a good case study because of its higher than average share of food in the consumer basket in the EU. Using a quantile regression analysis, we find that neither monetary policy nor the exchange rate has an effect on food inflation across quantiles. However, inflation plays a significant role in driving food price increases. The global food price index increases food price inflation in the lower quantile. The results are robust to different specifications and measures of variables.

Keywords: foodprices, inflation, monetary policy

* A tanulmány a Kulturális és Innovációs Minisztérium ÚNKP-22-4-II-MATE/3. kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból finanszírozott szakmai támogatásával készült.

A közelmúltban a számos fejlett és feltörekvő gazdaságban egyaránt jelentkező magas és volatilis élelmiszer-infláció miatt a politikai döntéshozóknak világszerte szembe kell nézniük azzal a kérdéssel, hogy mennyire hatékony a monetáris politika az élelmiszerár-nyomás stabilizálását tekintve. A monetáris szigorítás az élelmiszerársokkok hatására csökkenti a kibocsátást és a jövedelmet, miközben a monetáris politika nagyobb hatást gyakorol a nem élelmiszerárakra és a kibocsátásra. Ez dilemmát jelent a politikai döntéshozók számára a monetáris politika szerepét illetően az élelmiszersokkok hatására.

Az emelkedő élelmiszer-infláció nemcsak az általános inflációt növeli, hanem bizonytalanságot is teremt, ami nagyobb inflációs várakozásokhoz vezet. Az élelmiszer-infláció volatilitása magasabb, mint a fogyasztóiár-indexé, emiatt az élelmiszerárak növekedésével az inflációs környezet bizonytalansága is nő, ami problémákat okoz az aggregált infláció előrejelzésében és inflációs célok elérésében. A termelők a növekvő inflációs bizonytalanság miatt nehézségekkel szembesülnek a beruházási tevékenységekre vonatkozó döntések meghozatalában. Ezenkívül a fejlődő országokban az élelmiszerárak kedvezőtlenül hatnak az egészségügyi és jóléti tevékenységekre azáltal, hogy növelik a csecsemő- és gyermekhalandóságot és az alultápláltságot (*de Brauw, 2011; Kidane és Wolde-michael, 2020*).

Míg az irodalom egy része (*Pourroy et al., 2016; Anand et al., 2015; Catão–Chang, 2015; Soto, 2003; Aoki, 2001*) elméleti síkon alapozza meg az élelmiszer-infláció befolyásolására irányuló optimális monetáris politikát, addig ennek a kapcsolatnak az empirikus vizsgálata meglepően hiányos (*Bhattacharya–Jain, 2020*). A legújabb tanulmányok elsősorban ázsiai (*Bhattacharya–Jain, 2020; Samal–Goyari, 2022*) és afrikai országokkal (*Iddrisu–Alagidede, 2020; 2021*) foglalkoznak, az Európai Unió tagállamairól, ezen belül a közép-európai országokról kevés kutatás szól (kivéve *Bhattacharya–Jain, 2020*).

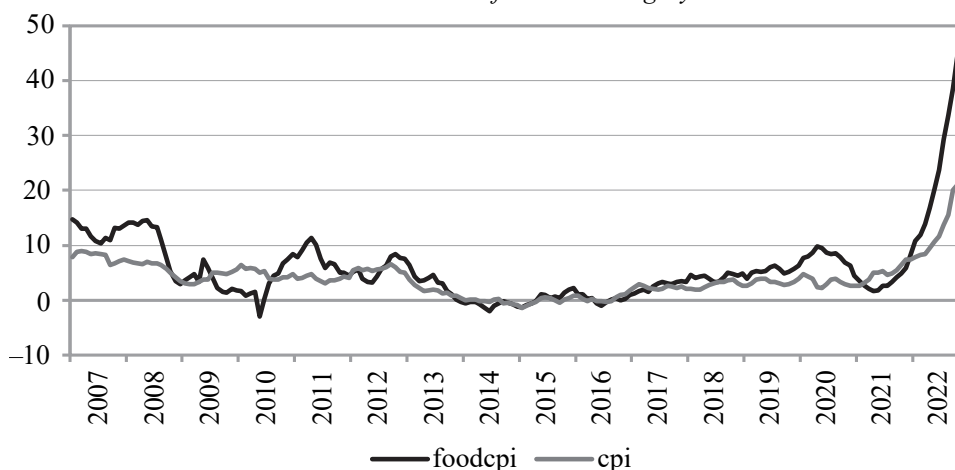
Tanulmányunk központi kérdése, hogy stabilizálhatja-e a monetáris politika az élelmiszer-inflációt. Eredményeinkkel empirikus bizonyítékot szolgáltatunk arra, hogy a hazai élelmiszer-infláció ellen mennyire hatékonyan tud fellépni a monetáris politika. A tanulmány több módon is hozzájárul a téma irodalmához. A korábbi tanulmányok elsősorban VAR-modellek segítségével elemezték a monetáris politika hatását az élelmiszer-inflációra. A kapcsolódó empirikus irodalom azonban több kritikát is megfogalmazott ezek használatával szemben (*Iddrisu–Alagidede, 2020; Samal–Goyari, 2022*). Az élelmiszerárak volatilitása az egyik legmagasabb, emiatt viszonylag gyorsan szélsőséges értékeket vehetnek

fel. Ezek létezése az élelmiszerárak eloszlásában nem magyarázható az átlagon alapuló megközelítéssel, így a VAR-moddellel sem. Másrészt a VAR-módszerek feltételes átlagot és szimmetrikus tulajdonságokat feltételeznek, ezzel szemben a makrogazdasági politika aszimmetrikus tulajdonságokon alapul, így e technikák alkalmazása torzított eredményeket adhat. A legújabb empirikus irodalmat követve (Iddrisu–Alagidede, 2020; 2021; Samal–Goyari, 2022) ennek a problémának a feloldására kvantilis regressziót alkalmazunk, hogy a különböző mértékű áremelkedések dinamikáját minél pontosabban megértsük, és ezen keresztül bemutassuk, hogy a monetáris politika milyen hatást gyakorol az eltérő scenáriókra.

Meglepő módon eddig csupán kevés empirikus tanulmány vizsgálta a monetáris politikának az élelmiszer-inflációra gyakorolt hatását. Ezek a kutatások döntően az USA-val, Indiával és néhány fejlődő országgal foglalkoztak. Nem született azonban hasonló cikk Magyarországról, pedig a magyar helyzet jó esettanulmányként szolgálhat, mivel az EU-n belül nálunk az átlagosnál magasabb az élelmiszerek aránya a fogyasztói kosárban, így az élelmiszer-infláció az EU-átlagnál nagyobb mértékben érinti a lakosságot. Az elmúlt esztendő eseményei további aktualitást adnak a kérdés vizsgálatának. A Magyar Nemzeti Bank (MNB) inflációs célja 3,0%, ettől ± 1 százalékpontos toleranciasáv még elfogadható a magyar inflációs célkövetéses rendszer alapján. 2021 tavasza óta 4,0% feletti az áremelkedés a megelőző év azonos hónapjához képest, sőt 2022 áprilisára elérte a 9,5%-ot, 2022. szeptembertől pedig 20% feletti az árak emelkedése az előző év azonos időszakához mérten. Az élelmiszerárak dinamikája elszakadt az inflációétól (1. ábra), ugyanez mondható el sok áruipiaci termékről is (Sipiczki–Varga, 2022).

1. ábra

Az infláció és az élelmiszerárak alakulása Magyarországon
Food and overall inflation in Hungary



Forrás: saját szerkesztés a Magyar Nemzeti Bank (2022) és a Federal Reserve Economic Data (FRED, 2022) adatai alapján.

1. A kapcsolódó empirikus irodalom áttekintése

A monetáris politika és az infláció közötti kapcsolatot vizsgáló irodalom egyik része az Egyesült Államokkal foglalkozott, azon belül is a monetáris politikának a termékpiacokra gyakorolt hatásával. *Frankel (2006)* az amerikai monetáris politikának az amerikai termékpiacokra gyakorolt hatását vizsgálta az 1950–2005 közötti időszakra vonatkozóan. Tanulmányának megállapításai szerint a rövid távú reálkamatlábak emelkedése csökkenti az aggregált árupiaci árakat, és 23 esetben a mezőgazdasági árupiaci árakat. *Akram (2009)* megállapította, hogy a reálárakat érő pozitív sokk a reálkamatlábakhoz képest mind az olaj, mind az élelmiszerek reálárának csökkenését okozza. *Scrimgeour (2015)* hasonló eredményre jutott, amikor megvizsgálta az árupiaci árak válaszát a monetáris politika változásaira az Egyesült Államokban. Becslése szerint a kamatláb 1,0%-os emelkedése az árupiaci árak 0,6%-os azonnali csökkenéséhez vezetett. *Hammoudeh, Nguyen és Sousa (2015)* arra a következtetésre jutottak, hogy a szűkítő monetáris politika késleltetve negatívan és szignifikánsan befolyásolja az aggregált árupiaci árakat, ugyanakkor termékszinten a szűkítő monetáris politika jelentősen növeli az élelmiszer-inflációt. *Saghalian és szerzőtársai (2002)* *Dornbusch (1976)* modelljét általánosítva egy új elméleti keretben megmutatják, hogy a mezőgazdasági árak gyorsabban alkalmazkodnak a pénzkínálatban bekövetkező változásokhoz, mint az ipari árak, ami rövid távon befolyásolja a relatív árakat, de a szigorú hosszú távú pénzsemlegesség nem érvényesül. *Alam és Gilbert (2017)* úgy találta, hogy a monetáris politika, a globális gazdasági feltételek és az amerikai dollár árfolyama fontos szerepet játszik a mezőgazdasági nyersanyagárak dinamikájában. Ezeknek a tanulmányoknak két fontos jellemzőjük van. Egyrészt, nem közvetlenül az élelmiszer-inflációval, hanem az aggregált mezőgazdasági árakkal, vagy részletesebb bontású termékárakkal dolgoztak. Másrészt, VAR- vagy VAR-alapú SVAR- és FAVAR-modelleket alkalmaztak az empirikus elemzés során.

A tanulmányok egy másik csoportja Indiával foglalkozik. *Anand, Ding és Tulin (2014)* a monetáris politika szerepét vizsgálta az élelmiszer-inflációban, Bayes-technikát alkalmazva. Tanulmányuk eredményei azt mutatják, hogy a restriktív monetáris politika csökkenti az élelmiszer-inflációt. *Kumar és Dash (2020)* arra a következtetésre jutott, hogy a monetáris politikai intézkedések hatékonyabban mérsékelik az inflációt a feldolgozóiparban, mint a mezőgazdaságban, ugyanakkor bontott szinten a megszorító monetáris politika jelentősen növeli az élelmiszer-inflációt. *Holtemöller és Mallick (2016)* kimutatták, hogy a megszorító monetáris politika Indiában a kamatlábak emelésével csökkentette az élelmiszer-inflációt. *Samal és Goyari (2022)* kvantilis regresszióelemzést alkalmazva úgy találta, hogy a monetáris politika stabilizálja az élelmiszer-

inflációt a kvantilisek mindegyikében. Feltárták, hogy a monetáris politika árfo-lyam- és eszközárcsatornákon keresztül történő átvitele növeli az élelmiszer-inflációt az összes kvantilisben, ezzel szemben a bankhitel- és a kamatlábcsa-tornák csökkentik azt az alsó és a középső kvantilisekben, azaz alacsonyabb infláci-ós ráták mellett.

Bhattacharya és Jain (2020) negyedéves adatok felhasználásával azt vizsgál-ta, hogy mennyire volt hatékony a monetáris politika az élelmiszer-infláció stabi-lizálása szempontjából 16 fejlett és feltörekvő gazdaságban 2006–2016 között. A panel-VAR-eredmények azt mutatják, hogy a váratlan monetáris szigorítás pozitívan és szignifikánsan befolyásolja az élelmiszer-inflációt a termelési költ-ségcsatornán keresztül.

Az afrikai országok esetében szintén kevés empirikus tanulmány áll rendelkezésre, annak ellenére, hogy az élelmiszerek ott is fontos szerepet játszanak a la-kosság fogyasztásában. *Iddrisu és Alagidede (2020)* Dél-Afrika esetében vizsgál-ta a monetáris politika és az élelmiszerárak kapcsolatát kvantilis regresszió segít-ségével. Eredményeik szerint a növekvő élelmiszerárak kapcsán a restriktív mo-netáris politika további bizonytalanságot okoz az élelmiszerárakban. Egy ehhez kapcsolódó tanulmányban *Iddrisu és Alagidede (2021)* Ghána vonatkozásában hasonló eredményeket mutatott ki.

A közép-európai országokra vonatkozóan két ilyen jellegű tanulmány van, ezek a monetáris politika és a mezőgazdasági árak kapcsolatát vizsgálják. *Bakucs és szerzőtársai (2012)* a monetáris politikának a mezőgazdasági árakra gyakorolt hatását kutatták, *Saghalian és szerzőtársai (2002)* elméleti modelljét felhasználva. Eredményeik szerint a mezőgazdasági árak gyorsabban alkalmazkodnak a mo-netáris sokkokhoz, mint az ipari árak, ami rövid távon befolyásolja a relatív mező-gazdasági árakat, de a szigorú hosszú távú pénzsemlegesség nem érvényesül. *Bakucs és Fertő (2013)* hasonló eredményre jutottak Magyarország tekintetében is, azaz a mezőgazdasági árak gyorsabban alkalmazkodnak a monetáris sokkok-hoz, mint az ipari árak.

Az empirikus irodalom alátámasztja a feltételezést, miszerint a monetáris poli-tika hat a mezőgazdasági termékpiacon és az élelmiszer-inflációra. Több kutatás alapján elmondható, hogy a monetáris politikai megszorítások inkább a mezőgaz-dasági árak és az élelmiszer-infláció növekedéséhez vezethetnek. A tanulmányok azt is hangsúlyozták, hogy az olyan nyitott gazdaságok esetében, amelyek kereske-delmi partnereikhez képest elég kicsik ahhoz, hogy politikájuk ne változtassa meg a világpia- ci árakat, a kamatlábakat vagy a jövedelmeket, a monetáris politika ha-tástalan, sőt a restriktív monetáris politika káros is lehet, mivel további bizonyta-lanságot visz az amúgy is magas volatilitású élelmiszerárak piacára.

2. Adatok és módszertan

Elemzésünkben 2007. január 1. és 2022. november 1. közötti, havi felbontású adatokkal dolgoztunk. A felhasznált adatok forrásai a Magyar Nemzeti Bank és a FRED nyilvánosan elérhető adatbázisai. Modellünkben a következő változókat használtuk:

- Élelmiszer-infláció (foodcpi): a magyar fogyasztói kosárban található élelmiszer- és alkoholmentes termékek fogyasztói árai.
- Infláció (cpi): a magyar infláció.
- Globális élelmiszerár-index (gpfí): globális szintű reprezentatív adatokból számított élelmiszer-infláció.
- Euróárfolyam (euró): euró/forint árfolyam.
- Pénzkínálat (monetáris bázis – M0-ás, M1-es, M2-es pénzaggregátum): magyar pénzkínálati adatok az M0-ás, az M1-es és az M2-es szerint.

Az euróárfolyam esetében havi átlagos adatokat használtunk. Valamennyi esetben a változók természetesen alapú logaritmusával dolgoztunk.

Az elemzés első lépéseként a szükséges egységgyökteszteket végeztük el (Elliot–Rothenberg–Stock- és Phillips–Perron-egységgyöktesztek). Az idősorok pontosabb megismerése miatt Zivot–Andrews-egységgyöktesztet is alkalmaztunk, azért, hogy az idősorban található strukturális töréseket is figyelembe vegyük.

A modellezési folyamatnál *Iddrisu és Alagidede (2020)* lépéseit követtük, és kvantilis regresszióval vizsgáltuk, hogy miként alakul a monetáris politika hatékonyságának mértéke különböző inflációs környezetben. A kvantilis modell független azonos eloszlás (i.i.d) esetében a következőképpen írható fel:

$$f_t = x_t' \beta + u_t \quad (1)$$

$$E(f_t | x_t) = x_t' \beta \quad (2)$$

$$Q_{f_t}(\theta | x_t) = x_t' \beta_\theta \quad (3)$$

$$\beta_\theta = \beta + \gamma F^{-1}(\theta) \quad (4)$$

A hibatag (u_t) kumulatív eloszlásfüggvénye az F , az γ konstans. A θ jelöli a kvantilitéseket, a mi esetünkben a 10., a 20., a 30., a 40., a 50., a 60., a 70., a 80. és a 90. kvantilist. A $Q_{f_t}(\theta | x_t)$ jelöli a feltételes kvantilisfüggvényeket a kovarianciák figyelembevételével. Valamennyi kvantilis elegendő elemszámmal és szabadságfokkal rendelkezik. A β_θ mutatja meg a becsült paramétereket a különböző kvantilisekben, ezen keresztül válik mérhetővé, hogy a globális élelmiszer-infláció miként gyűrűzik be a hazai inflációba, illetve mekkora a monetáris politika hatékonysága a különböző kvantilisekben. Az x_t jelöli a független változók kovarianciamátrixát. A kvantilis regresszió különlegessége, hogy a hibatag (u_t) bármilyen eloszlásformát felvehet.

Az (1)–(4) egyenletekben található paraméterek becslésénél a következő (5) veszteségfüggvény minimalizálása történik:

$$\min_{\beta_\theta \in R^p} \sum_{t=1}^T \rho_\theta(f_t - x_t' \beta_\theta) \quad (5)$$

ahol a $p = \text{dimenzió}(\beta_\theta)$. Az (5) függvényt egyszerűsítve a következőként is felírhatjuk: $\rho_\theta(u) = u(\theta - I(u < 0))$. Az I egy indikátorfüggvény, 1-es értéket vesz fel, amennyiben $u < 0$, minden más esetben 0 az értéke.

Az OLS-től eltérően a kvantilis regresszió nem a maradéktagok négyzetösszegét minimalizálja, hanem a maradékok abszolútértékének összegét, az aszimmetrikus büntetésekkel korrigálva. A kvantilis regressziónál a következő minimalizálási problémát kell megoldani:

$$\min_{\beta_\theta \in R^p} \sum_{t=1}^T \theta |u_t| + \sum_{t=1}^T (1 - \theta) |u_t| \quad (6)$$

A (6) egyenlet esetében az $\theta |u_t|$ a büntetés, ha $u_t \geq 0$, amennyiben $u_t < 0$ a büntetés $(1 - \theta) |u_t|$.

Tanulmányunk során a STATA 17. verzióját használtuk valamennyi teszt- és becslési eljárásra vonatkozóan.

3. Eredmények

Az eredmények bemutatásnál először az egységgyöktesztek eredményeit, majd a különböző specifikációjú kvantiliseredményeket mutatjuk be. Az egységgyöktesztek eredményei a 1. és a 2. táblázatban láthatók.

1. táblázat

Elliott–Rothenberg–Stock (AIC)-egységgyökteszt
Elliott-Rothenberg-Stock (AIC) unit root test

Változó	Intercept		Intercept, trend	
	level	első differencia	level	első differencia
lnpfi	-1,144	-7,190***	-2,637**	-7,973***
lnfoodcpi	-0,911	-1,248	-0,926	-3,044**
lnncpi	-0,351	-0,975	-0,223	-0,705
lneuro	3,040	-9,600***	-3,540***	-10,020***
lnM0	3,366	-2,074**	-0,800	-4,574***
lnM1	2,821	-1,469	-1,140	-3,684***
lnM2	2,112	-0,718	-1,110	-2,878**

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Forrás: saját szerkesztés.

Az Elliott–Rothenberg–Stock-egységgyöktesztnél az Akaike információs kritérium alapján kiválasztott késleltetést használtuk. Az eredmények szerint a trendek figyelmen kívül hagyásával egyik változó sem tekinthető stacionernek. Az első differenciával a globális élelmiszer-infláció, az euróárfolyam és az M0-ás tekinthető stacionernek, legalább 95%-os megbízhatósági szinten. A trend bevonásával az első differencia alkalmazása nélkül is kettő változó „átment” a teszten, az első differenciát figyelembe véve kizárólag az általános infláció változó nem tekinthető stacionernek.

2. táblázat

Phillips–Perron-egységgyökteszt
Phillips-Perron unit root test

Változó	Intercept		Intercept, trend	
	level	első differencia	level	első differencia
lnpffi	-2,217	-8,773***	-2,314	-8,749***
lnfoodcpi	1,794	-8,344***	1,999	-8,962***
lnncpi	2,570	-8,560***	3,523	-9,365***
lnneuro	-0,434	-10,677***	-3,358**	-10,666***
lnM0	1,314	-12,096***	-1,424	-12,222***
lnM1	2,415	-14,547***	0,342	-14,919***
lnM2	2,773	-15,076***	-0,085	-15,649***

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Forrás: saját szerkesztés.

A Phillips–Perron-egységgyökteszt eredményei alapján elmondható, hogy első differencia nélkül az euróárfolyam tekinthető stacionernek a trend figyelembevételével. Az első differenciákat vizsgálva látható, hogy valamennyi esetben 1%-os szignifikanciaszintre szignifikánsak a változók.

A két különböző egységgyökteszt alapján az inflációt leszámítva azonos eredmény született, a változók első differenciáját kell használni a további elemzésekben. Az infláció esetében módosított Dickey–Fuller (ADF)-tesztet is végeztünk, trend nélkül és trenddel egyaránt. Az első differenciára vonatkozó, trend nélküli eredmény ($-8,626$; $p = 0,000$ ***) a trend figyelembevételével $-9,415$; $p=0,000$ ***. Az ADF-teszt eredményeit is figyelembe véve az infláció esetében is a differenciált változót vontuk be a modellépítésbe.

A Zivot–Andrews-egységgyökteszt eredményei (3. táblázat) megegyeznek a Phillips–Perron-teszt (2. táblázat) eredményeivel, ez alapján is az első differenciák alkalmazása javasolt. Ennél a tesztnél számunkra fontos információt a strukturális törés vizsgálata szolgáltat, azaz az a kérdés, hogy tudunk-e azonosítani olyan időpontot, ahol hirtelen megváltozik az idősor „viselkedése”, és szakadás tapasztalható. A makroökonómiai változóknál ez gyakori jelenség, és a további elemzéseknél a becsléseinket ennek tudatában, erre kontrollálva tudjuk végezni.

A strukturális törés időpontjai a 3. táblázatban láthatók. Változónként ezekre az időpontokra dummyváltozókat hozunk létre, amelyek értéke a törés időpontjától 1, egyébként 0.

3. táblázat

Zivot–Andrews-egységgyökteszt strukturális töréssel (intercept és trend)
Zivot-Andrews unit root test with structural break (intercept and trend)

Változó	Level		Első differencia	
	min. t-statistics	törés időpontja	min. t-statistics	törés időpontja
lnpfi	-3,859	2014m5	-9,153***	2020m5
lnfoodcpi	-2,278	2020m7	-6,930***	2020m6
lnncpi	-1,615	2020m7	-8,515***	2020m2
lneuro	-5,074*	2016m8	-11,437***	2011m12
lnM0	-3,532	2012m7	-11,596***	2020m2
lnM1	-4,151	2016m1	-15,710***	2012m8
lnM2	-3,716	2015m1	-16,319***	2009m7

Kritikus értékek: 1%: -5,57 5%: -5,08 10%: -4,82.

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

A monetáris politika hatását három különböző specifikációban becsüljük meg, valamennyi esetben a pénzkínálat három szintjén (M0, M1, M2). Az első specifikáció a strukturális törés nélküli becslés (4. táblázat), a második a strukturális töréssel (5. táblázat), a harmadik a strukturális töréssel és késleltetett monetáris politikai hatással (6. táblázat).

A 4. táblázat tartalmazza az első becslés eredményeit, ahol a monetáris politika hatását az M2-es pénztömeggel mérjük, az M1-es és az M0-ás pénztömegekre vonatkozó becslések a tanulmány mellékletében találhatóak. Eredményeik alapján elmondható, hogy a világgpiaci élelmiszer-infláció a 20., a 30. és a 90. kvantilisben növeli a hazai élelmiszer-inflációt, azaz alacsony és nagyon magas élelmiszer-infláció esetén mérhető begyűrűző hatás. Ezzel szemben az általános infláció 1%-os növekedése közel azonos mértékben beépül az élelmiszerárakba, a 80. és a 90. kvantilisben a hatás 1,2, illetve 1,5%-os.

Az első modellünk alapján az euró árfolyamváltozásának nincs közvetlen hatása az élelmiszerárakra. A monetáris politika (M2-es pénztömeg) hatástalan az élelmiszerárakra vonatkozóan, egy kvantilist (a 20. kvantilist) leszámítva itt is alacsony a határfok, a pénztömeg 10%-os csökkentése mindössze 1,3%-kal mérsékelné az élelmiszerárakat. A nemzetközi szakirodalomnak nem mondanak ellent az eredmények, az élelmiszerárakra jellemző viszonylag magas volatilitás gyengíti a monetáris politikai beavatkozás hatékonyságát. Az 50. kvantilistól felfelé az együtthatók negatívak – de nem szignifikánsak –, ez a szakirodalomnak azokat az eredményeit erősíti, hogy magas élelmiszerárak esetében a restriktív monetáris politika káros.

4. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevétele nélkül (M2)
Quantile regression results without structural breaks (M2)

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dlngpfi	0,071** (0,033)	0,066 (0,064)	0,086*** (0,032)	0,079** (0,032)	0,056 (0,04)
dlncpi	0,983*** (0,181)	0,812* (0,418)	0,653** (0,285)	0,874*** (0,229)	0,840*** (0,221)
dlneuro	0,028 (0,055)	0,028 (0,177)	-0,023 (0,053)	-0,022 (0,045)	-0,036 (0,048)
dlmM2	0,041 (0,051)	0,118 (0,216)	0,130** (0,055)	0,06 (0,045)	0,05 (0,042)
konstans	0,000 (0,001)	-0,012*** (0,002)	-0,007*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,002** (0,001)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,26	0,247	0,224	0,251	0,25
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,280	0,050	0,069	0,040
	q50	q60	q70	q80	q90
dlngpfi	0,031 (0,034)	0,008 (0,032)	0,036 (0,038)	0,047 (0,044)	0,077* (0,040)
dlncpi	0,959*** (0,121)	0,904*** (0,122)	0,861*** (0,136)	1,232* (0,741)	1,515*** (0,304)
dlneuro	0,002 (0,049)	0,033 (0,049)	0,058 (0,044)	0,059 (0,055)	0,065 (0,040)
dlmM2	-0,002 (0,052)	-0,027 (0,048)	-0,035 (0,045)	-0,023 (0,095)	-0,036 (0,130)
konstans	0,000 (0,001)	0,002*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,008*** (0,002)	0,011*** (0,001)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,249	0,231	0,243	0,248	0,252
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,296	0,257	0,158	0,031	0,010

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadiszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

Az eredmények robusztusságának ellenőrzése miatt az M0-ás és az M1-es pénzaggregátumra vonatkozóan is megvizsgáltuk a monetáris politika hatását (lásd a Melléklet A1. és A2. táblázatait). A becült modellek nem mutatnak lényeges eltérést az M2-es pénzkínálatot használó modellhez (4. táblázat) képest.

Második specifikációnk esetében figyelembe vettük a Zivot–Andrews-egységgyökteszt eredményeit, és a 3. táblázatban található törés időpontjára vonatkozóan bináris változókat hoztunk létre, ahol 1-gyel jelöltük a törés időpontja utáni időszakot. Ebben az esetben is a változók első differenciájával dolgoztunk. Az első becslés eredménybemutatásához hasonlóan a szövegközben ismertetjük a M2-es pénzaggregátumot használó becslésünket (5. táblázat), az M0-ás és az M1-es pénzaggregátumra vonatkozó modellek a Mellékletben találhatóak.

A strukturális töréseknek a világgpiaci élelmiszerárak és a hazai általános árszínvonal esetében van jelentőségük, ezeknél találhatóak szignifikáns együtthatók. A világgpiaci élelmiszerárak begyűrűzése a q10 és a q40 kvantilisek között figyelhető meg, azonban hatásukat tekintve a nemzetközi élelmiszerár-változás mindösszesen maximum egytizede épül be a hazai élelmiszerárakba. A strukturális hatások figyelembevételét követően a hazai általános árszínvonal hatása enyhült, a becslések alapján az infláció 1,0%-os emelkedése kisebb mértékben épül be az élelmiszerárakba valamennyi kvantilisben. Az első becsléshez hasonlóan (4. táblázat) az euróárfolyam és a monetáris politikai változó esetében statisztikailag igazolható kapcsolat nincs az élelmiszerárakkal. Ebben a specifikációban is megfigyelhető a 60. kvantilissal kezdődően, hogy a pénzmennyiség és az élelmiszerárak ellentétesen mozognak.

A monetáris bázist (az M0-ást) és M1-est használó modellek esetében ugyanezek a hatások figyelhetőek meg. Az M0-ás esetében a strukturális törést figyelembe vevő dummyváltozót multikollinearitás miatt kizártuk a modellből, aminek az az oka, hogy a hazai árszínvonal és az M0-ás változók strukturális törési időpontja egybeesik (3. táblázat).

Harmadik specifikációnkban a strukturális törések figyelembevétele mellett azt feltételeztük, hogy a monetáris politikai döntések hatása késleltetve jelentkezik a reálgazdaságban. Ebben az esetben három becslést végeztünk el a pénzkörök szerint. Valamennyi előtt teszteltük ki, hogy hányadik késleltetést használjuk. A késleltetés kiválasztásánál az FPE-, az AIC-, a HQIC- és az SBIC-kritériumokat vettük alapul, mindhárom esetben a különböző kritériumok azonos eredmény adtak. A teszt eredményei alapján az M2-es esetében 3 hónapos, az M1-es esetében 8 hónapos, az M0-ás esetében szintén 3 hónapos késleltetést használtunk. A becslések eredményei a 6. táblázatban, illetve az M0-ásra és az M1-esre vonatkozóan a Mellékletben (A5. és A6. táblázat) találhatóak. A késleltetés hatásának beépítése lényegi változást nem hozott az 5. táblázatban lévő specifikációhoz képest, ahol nincs késleltetett monetárispolitika-hatás. Ugyanez mondható el a mellékletben található, az M0-ásra és az M1-esre vonatkozó modellek esetében.

5. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevételével (M2)*Quantiles regression results with structural breaks (M2)*

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dlngpfi	0,075** (0,033)	0,094*** (0,033)	0,083* (0,05)	0,072** (0,033)	0,068** (0,031)
dlncpi	0,943*** (0,167)	0,724** (0,299)	0,707** (0,276)	0,747*** (0,170)	0,844*** (0,212)
dlneuro	0,017 (0,052)	0,046 (0,078)	-0,034 (0,073)	-0,016 (0,047)	-0,044 (0,042)
dlnM2	0,019 (0,051)	0,128 (0,066)	0,091 (0,055)	0,058 (0,045)	0,070 (0,043)
ddumgpfi	-0,013** (0,006)	-0,024*** (0,007)	-0,020*** (0,007)	-0,011 (0,007)	-0,014*** (0,005)
ddumcpi	0,016*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,012*** (0,005)	0,010 (0,006)	0,014*** (0,004)
ddumeuro	0,001 (0,003)	0,011*** (0,004)	0,009 (0,007)	0,002 (0,003)	0,001 (0,002)
ddumM2	0,001 (0,004)	-0,008 (0,004)	-0,003 (0,007)	0,004 (0,003)	0,003 (0,003)
konstans	-0,002 (0,002)	-0,012*** (0,002)	-0,011*** (0,003)	-0,009*** (0,002)	-0,005*** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,300	0,121	0,146	0,266	0,278
Machado-Santos Silva-teszt (p-érték)		0,000	0,007	0,358	0,240
	q50	q60	q70	q80	q90
dlngpfi	0,058 (0,041)	0,031 (0,038)	0,019 (0,049)	0,044 (0,048)	0,047 (0,051)
dlncpi	0,827*** (0,295)	0,808*** (0,131)	0,948*** (0,294)	0,935** (0,368)	0,920** (0,402)
dlneuro	-0,032 (0,057)	0,010 (0,068)	0,028 (0,038)	0,031 (0,068)	-0,023 (0,190)
dlnM2	0,013 (0,071)	-0,019 (0,055)	-0,070 (0,061)	-0,027 (0,072)	-0,060 (0,044)
ddumgpfi	-0,011 (0,009)	-0,006 (0,008)	-0,011 (0,010)	-0,008 (0,011)	-0,003 (0,012)
ddumcpi	0,013 (0,008)	0,010 (0,007)	0,020*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,019* (0,01)
ddumeuro	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,004)	-0,004 (0,005)	-0,007 (0,006)
ddumM2	0,004 (0,004)	0,003 (0,004)	-0,001 (0,004)	0,003 (0,007)	0,003 (0,017)
konstans	-0,003 (0,003)	0,000 (0,004)	0,006** (0,003)	0,007 (0,004)	0,012 (0,012)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,286	0,286	0,258	0,254	0,230
Machado-Santos Silva-teszt (p-érték)	0,122	0,098	0,018	0,023	0,012

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadzszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

6. táblázat

**Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések és
késleltetés figyelembevételével (M2)**

Quantiles regression results with structural breaks and lags (M2)

Változók	OLS	q10	q20	q30	q40
dlnpgfi	0,074** (0,034)	0,118*** (0,04)	0,061* (0,035)	0,087** (0,033)	0,076** (0,031)
dlnpci	0,972*** (0,171)	0,872*** (0,300)	0,736*** (0,245)	0,707*** (0,188)	0,922*** (0,126)
dlneuro	0,016 (0,050)	0,079 (0,091)	-0,009 (0,061)	-0,006 (0,046)	-0,015 (0,044)
L3.dlnM2	0,006 (0,047)	0,030 (0,058)	0,033 (0,058)	0,057 (0,050)	-0,028 (0,060)
ddumpgfi	-0,013** (0,006)	-0,026*** (0,010)	-0,017* (0,009)	-0,011 (0,008)	-0,015* (0,009)
ddumpci	0,016*** (0,005)	0,017* (0,009)	0,011 (0,008)	0,010 (0,007)	0,016 (0,009)
ddumeuro	0,001 (0,003)	0,010** (0,005)	0,008 (0,007)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)
ddumM2	0,000 (0,004)	-0,007 (0,005)	-0,003 (0,007)	0,003 (0,003)	0,001 (0,003)
konstans	-0,001 (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,01*** (0,003)	-0,008*** (0,002)	-0,004** (0,002)
Megfigyelések száma	187	187	187	187	187
R ²	0,306	0,153	0,19	0,263	0,291
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,007	0,016	0,266	0,272

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(folytatás)

Változók	q50	q60	q70	q80	q90
dlnqpfí	0,055 (0,038)	0,022 (0,045)	0,013 (0,038)	0,048 (0,049)	0,047 (0,051)
dlnpci	0,887*** (0,134)	0,803*** (0,131)	0,900*** (0,257)	0,924*** (0,273)	0,894*** (0,308)
dlneuro	-0,021 (0,048)	-0,009 (0,063)	-0,005 (0,048)	0,029 (0,060)	-0,011 (0,143)
L3dlnM2	0,008 (0,056)	-0,015 (0,065)	0,005 (0,045)	0,017 (0,042)	-0,026 (0,040)
ddumqpfí	-0,011 (0,009)	-0,005 (0,008)	-0,009 (0,009)	-0,008 (0,009)	-0,004 (0,010)
ddumpci	0,013 (0,008)	0,010 (0,008)	0,021*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,017** (0,008)
ddumeuro	0,000 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,004)	-0,006 (0,006)
ddumM2	0,003 (0,004)	0,003 (0,004)	0,000 (0,005)	0,002 (0,006)	0,003 (0,012)
konstans	-0,002 (0,003)	0,000 (0,003)	0,006 (0,004)	0,007* (0,004)	0,011 (0,008)
Megfigyelések száma	187	187	187	187	187
R ²	0,297	0,284	0,249	0,260	0,245
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,187	0,129	0,014	0,025	0,038

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadiszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

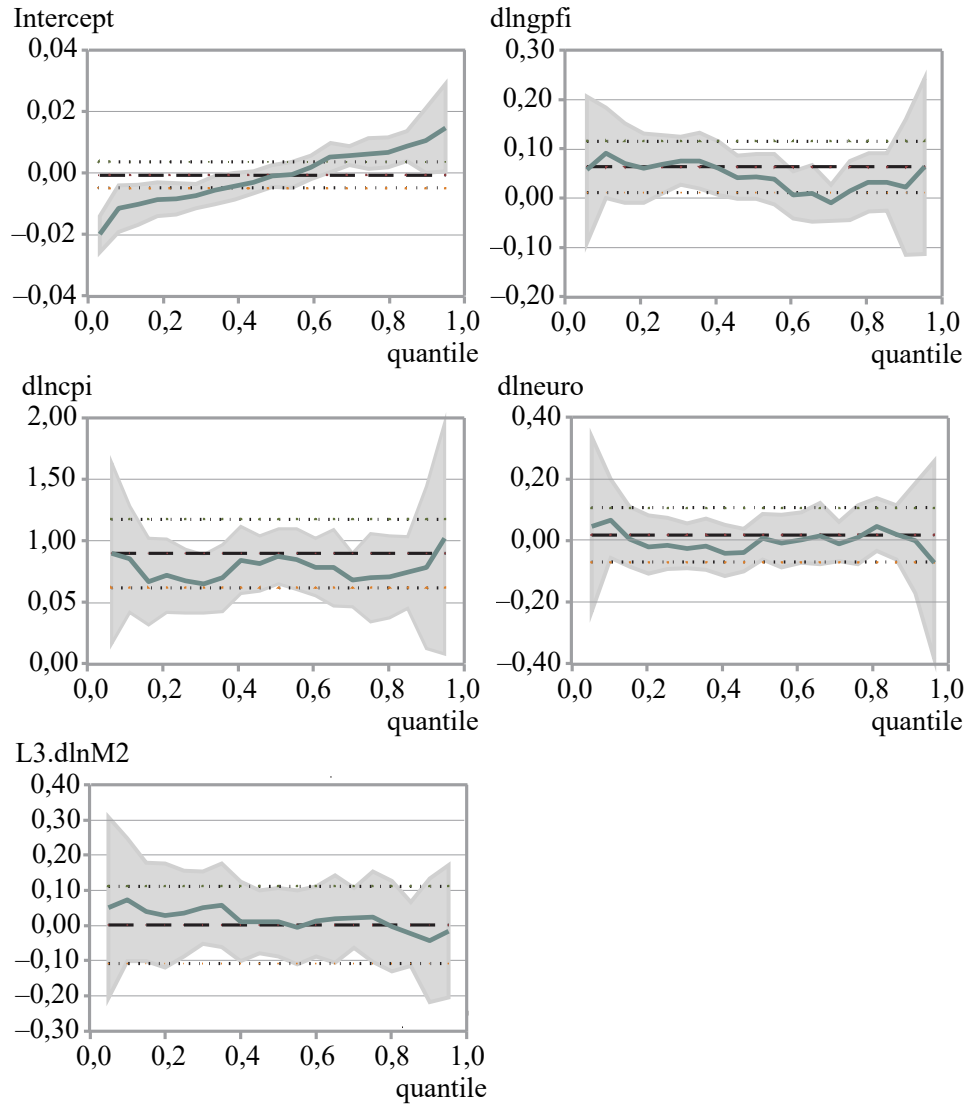
Forrás: saját szerkesztés.

A 2. ábrán a strukturális törést és a késleltetett monetáris politikát (M2) figyelembe vevő modell kvantilis ábrája látható, a megjelenített értékek az OLS-modellhez képesti eltérést mutatják. Az is leolvasható, hogy a monetárispolitika-változóra vonatkozó ábra (dlnM2) esetében 0 körüli hatás látható az egyes kvantilisekben, a konfidencia-intervallumoktól messze elmarad az M2-es késleltetésének hatása.

2. ábra

Kvantilis regresszió eredményeinek ábrája strukturális törések és késleltetés figyelembevételével (M2)

Plot of quantile regression results with structural breaks and lags (M2)



Forrás: STATA.

A 7. táblázatban található eredmények alapján elmondható, hogy statisztikailag igazolható különbség nincs az egyes kvantilisok együtthatói között. Ez a táblázat tartalmazza a mellékletben található becslések összesítését is. Az eredmények arra utalnak, hogy a különböző mértékű élelmiszer-infláció esetén nincs különbség az egyes kvantilisok hatásmechanizmusa között.

7. táblázat

Kvantilis regressziók együtthatóinak egyenlőségi vizsgálata

Equality test of the coefficients of the quantile regressions

Változók	(A)	(B)	(C)
dln _g pfi	0,592	0,845	0,574
dln _c pi	0,237	0,997	0,870
dln _e uro	0,791	0,891	0,979
dlnM0	0,996	0,328	–
dlnM1	0,351	0,716	–
dlnM2	0,381	0,845	–
L3dlnM2	–	–	0,445
L8dlnM1	–	–	0,540
L3dlnM0	–	–	0,864

A táblázatban található értékek a Wald-teszt p-értékei (A) strukturális törések figyelembevétele nélkül, (B) strukturális törések figyelembevételével, (C) strukturális törések és késleltetés figyelembevételével.

Forrás: saját szerkesztés.

4. Következtetések

Az élelmiszerárak továbbra is fontos szerepet játszanak számos ország általános inflációs dinamikájában. Ez a folyamat különösen érvényesül azokban az országokban, ahol az élelmiszerek nagy helyet foglalnak el a fogyasztói kosárban. Meglepő módon a monetáris politika élelmiszer-inflációra gyakorolt hatására vonatkozó empirikus bizonyítékok csak korlátozottan találhatók a szakirodalomban, különös tekintettel a közép-európai országokra. Ez a tanulmány részben ezt az űrt tölti ki, Magyarország vizsgálatával. Jelenleg hazánkban az élelmiszer-infláció az egyik legnagyobb kihívás. Tanulmányunkban az irodalomban elterjedt hagyományos VAR-becslés helyett kvantilis regressziót alkalmaztunk, hogy részletesebb képet kapjunk az élelmiszerárak dinamikájáról, illetve a monetáris politika hatásairól a különböző mértékű áremelkedések esetében. Vizsgálatunkban figyelembe vettük az idősorokban bekövetkező strukturális töréseket, a mo-

netáris politikának a késleltetett reakcióját is. Eredményeink azt sugallják, hogy sem a monetáris politikának, sem az árfolyamnak nincs hatása az élelmiszer-inflációra a kvantilisek között. Ugyanakkor az infláció jelentős szerepet játszik az élelmiszerár-növekedés előmozdításában. A globális élelmiszerár-index az alsó kvantilisekben növeli az élelmiszer-inflációt. Az eredmények robusztusak a különböző specifikációkra és a pénzkínálat alternatív mérőszámaira. Eredményeink részben illeszkednek a nemzetközi szakirodalomhoz. Egyes országokban a restriktív monetáris politika növelheti az élelmiszer-inflációt (*Battarcharya–Jain, 2020; Iddrisu–Alagidede, 2020; 2021*), Magyarországon azonban ez a hatás nem szignifikáns. A szakirodalomban megjelenő elméletek szerint az élelmiszerárakat hosszú távon a világpiaci ártrendek határozzák meg (*Durevall et al., 2013*), a monetáris politikának kizárólag az országon belüli áremelkedésre lehet hatása. A monetáris politika hatékonyan nem tud fellépni az élelmiszerárak növekedése ellen, nem képes letörni egy létező világpiaci trendet. A túlzott restriktív politika a gazdasági növekedést lassítja, ám az élelmiszerárak növekedésére hatástalan lesz. A problémát tovább súlyosbítja, hogy az alacsony jövedelmű családok jövedelmük nagyobb részét költik élelmiszerre, mint a tehetősebbek. Eredményeink alapján a monetáris politika nem tud hatékonyan fellépni az élelmiszerárak ellen, ilyen helyzetben a fiskális politikának ki kell egészítenie a monetáris politikát, ahogyan azt *Ginn és Pourroy (2019)* javasolja, oly módon, hogy ne legyen szükség súlyos monetáris politikai szigorításra. További kutatások célja lehet, hogy bemutassák és elemezzék a lehetőségeket.

Melléklet

A1. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevétele nélkül (M1)
Quantiles regression results without structural breaks (M1)

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dln _g pf _i	0,070** (0,033)	0,094 (0,078)	0,085*** (0,032)	0,079** (0,032)	0,051 (0,042)
dln _c pi	0,983*** (0,180)	0,504 (0,429)	0,648* (0,329)	0,902*** (0,224)	0,865*** (0,228)
dln _e uro	0,029 (0,054)	-0,020 (0,200)	-0,029 (0,058)	-0,022 (0,044)	-0,041 (0,046)
dlnM1	0,037 (0,051)	0,055 (0,157)	0,135 (0,059)	0,059 (0,043)	0,055 (0,041)
konstans	0,000 (0,001)	-0,011*** (0,002)	-0,007*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,002** (0,001)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,259	0,207	0,219	0,251	0,248
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,030	0,036	0,078	0,049
	q50	q60	q70	q80	q90
dln _g pf _i	0,031 (0,034)	0,008 (0,032)	0,036 (0,038)	0,047 (0,048)	0,099 (0,082)
dln _c pi	0,961*** (0,122)	0,882*** (0,122)	0,884*** (0,145)	1,285** (0,587)	1,400*** (0,393)
dln _e uro	0,002 (0,049)	0,03 (0,048)	0,054 (0,045)	0,059 (0,060)	0,088 (0,185)
dlnM1	-0,003 (0,054)	-0,024 (0,051)	-0,021 (0,057)	0,001 (0,150)	0,108 (0,187)
konstans	0,000 (0,001)	0,002*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,008*** (0,002)	0,011*** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,250	0,232	0,247	0,249	0,254
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,293	0,291	0,157	0,023	0,039

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadiszticitás robusztus standard hibái találhatók.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1

Forrás: saját szerkesztés.

A2. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevétele nélkül (M0)
Quantiles regression results without structural breaks (M0)

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dlnpfi	0,069** (0,034)	0,106 (0,086)	0,082* (0,043)	0,074** (0,035)	0,058 (0,037)
dlnpci	0,978*** (0,179)	0,484 (0,519)	0,655** (0,265)	0,733*** (0,225)	0,977*** (0,124)
dlneuro	0,030 (0,048)	0,021 (0,175)	-0,018 (0,068)	-0,041 (0,045)	-0,001 (0,047)
dlnM0	0,006 (0,026)	-0,004 (0,105)	0,002 (0,029)	-0,011 (0,021)	-0,009 (0,022)
konstans	0,000 (0,001)	-0,012*** (0,002)	-0,006*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,002* (0,001)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,258	0,196	0,235	0,228	0,252
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,079	0,028	0,044	0,216
	q50	q60	q70	q80	q90
dlnpfi	0,027 (0,031)	0,012 (0,030)	0,042 (0,037)	0,047 (0,046)	0,086 (0,095)
dlnpci	0,956*** (0,12)	0,889*** (0,121)	0,849*** (0,145)	1,286** (0,59)	1,397*** (0,426)
dlneuro	0,011 (0,05)	0,024 (0,041)	0,0570 (0,041)	0,060 (0,057)	0,135 (0,228)
dlnM0	-0,015 (0,023)	-0,016 (0,020)	-0,010 (0,025)	0,000 (0,035)	0,014 (0,063)
konstans	0,000 (0,001)	0,002*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,012*** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,243	0,233	0,249	0,249	0,245
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,393	0,396	0,249	0,023	0,061

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadizticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1

Forrás: saját szerkesztés.

A3. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevételével (M1)*Quantiles regression results with structural breaks (M1)*

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dlnqpfí	0,074** (0,033)	0,096* (0,055)	0,091** (0,045)	0,076** (0,033)	0,084** (0,035)
dlnpci	0,948*** (0,164)	0,781** (0,322)	0,687** (0,331)	0,735*** (0,189)	0,841*** (0,229)
dlneuro	0,017 (0,052)	0,026 (0,134)	-0,045 (0,089)	-0,036 (0,042)	-0,036 (0,044)
dlnM1	0,011 (0,052)	0,118 (0,09)	0,099 (0,064)	0,065 (0,046)	0,037 (0,048)
ddumqpfí	-0,013** (0,006)	-0,024*** (0,008)	-0,021*** (0,006)	-0,012*** (0,005)	-0,015 (0,009)
ddumpci	0,016*** (0,005)	0,015*** (0,006)	0,013*** (0,004)	0,011*** (0,004)	0,015* (0,009)
ddumeuro	0,001 (0,004)	0,001 (0,01)	0,006 (0,005)	0,003 (0,004)	0,001 (0,004)
ddumM1	0,001 (0,003)	0,008 (0,009)	-0,001 (0,005)	0,000 (0,004)	0,001 (0,004)
konstans	-0,001 (0,002)	-0,017*** (0,004)	-0,011*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,004** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,300	0,152	0,153	0,266	0,280
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,010	0,034	0,113	0,149
	q50	q60	q70	q80	q90
dlnqpfí	0,072** (0,034)	0,043 (0,039)	0,023 (0,039)	0,052 (0,048)	0,035 (0,043)
dlnpci	0,833*** (0,255)	0,896*** (0,127)	0,954*** (0,276)	0,922*** (0,227)	0,867*** (0,179)
dlneuro	-0,026 (0,045)	-0,004 (0,061)	0,029 (0,042)	0,034 (0,058)	-0,038 (0,061)
dlnM1	0,002 (0,053)	-0,036 (0,049)	-0,083 (0,062)	-0,008 (0,088)	-0,061 (0,046)
ddumqpfí	-0,012 (0,008)	-0,008 (0,008)	-0,011 (0,008)	-0,008 (0,008)	-0,002 (0,006)
ddumpci	0,014* (0,008)	0,011 (0,008)	0,020*** (0,006)	0,020*** (0,005)	0,018*** (0,004)
ddumeuro	0,000 (0,005)	-0,001 (0,007)	0,000 (0,005)	0,002 (0,004)	-0,004 (0,004)
ddumM1	0,003 (0,004)	0,003 (0,007)	-0,001 (0,004)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,002)
konstans	-0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,005** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,012*** (0,003)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,291	0,291	0,262	0,262	0,227
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,085	0,090	0,016	0,058	0,044

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadizticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

A4. táblázat

Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések figyelembevételével (M0)*Quantiles regression results with structural breaks (M0)*

Változó	OLS	q10	q20	q30	q40
dlnqpfí	0,074** (0,034)	0,109* (0,062)	0,068* (0,035)	0,080** (0,035)	0,077** (0,034)
dlnncpi	0,940*** (0,164)	0,889** (0,39)	0,660*** (0,200)	0,624*** (0,236)	0,821*** (0,242)
dlnneuro	0,015 (0,047)	0,042 (0,172)	-0,013 (0,072)	-0,025 (0,053)	0,000 (0,048)
dlnM0	0,008 (0,024)	-0,017 (0,058)	0,010 (0,026)	0,001 (0,022)	-0,005 (0,022)
ddumqpfí	-0,013** (0,006)	-0,025** (0,010)	-0,019** (0,009)	-0,012 (0,008)	-0,014 (0,009)
ddumcpi	0,016*** (0,005)	0,016* (0,009)	0,012 (0,008)	0,011 (0,007)	0,014 (0,009)
ddumeuro	0,002 (0,002)	0,008 (0,004)	0,007 (0,003)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
ddumM0	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
konstans	-0,001 (0,002)	-0,015*** (0,003)	-0,011*** (0,003)	-0,006*** (0,002)	-0,004** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,300	0,174	0,168	0,258	0,287
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,095	0,047	0,081	0,126
	q50	q60	q70	q80	q90
dlnqpfí	0,060 (0,039)	0,026 (0,036)	0,019 (0,036)	0,049 (0,046)	0,080 (0,053)
dlnncpi	0,885*** (0,13)	0,818*** (0,129)	0,928*** (0,271)	0,926*** (0,235)	1,005*** (0,191)
dlnneuro	-0,009 (0,049)	-0,013 (0,053)	0,032 (0,044)	0,034 (0,051)	0,017 (0,059)
dlnM0	-0,005 (0,025)	0,013 (0,034)	-0,011 (0,021)	-0,007 (0,020)	0,017 (0,051)
ddumqpfí	-0,011 (0,009)	-0,006 (0,008)	-0,009 (0,010)	-0,006 (0,007)	-0,008 (0,006)
ddumcpi	0,013 (0,008)	0,010 (0,007)	0,020*** (0,006)	0,019*** (0,005)	0,020*** (0,004)
ddumeuro	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,003 (0,002)
ddumM0	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
konstans	-0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,005** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,011*** (0,002)
Megfigyelések száma	190	190	190	190	190
R ²	0,294	0,285	0,254	0,255	0,257
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,166	0,121	0,024	0,069	0,104

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadzszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

A5. táblázat

**Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések és
késleltetés figyelembevételével (M1)**
Quantiles regression results with structural breaks and lags (M1)

Változók	OLS	q10	q20	q30	q40
dlnpgfi	0,073** (0,034)	0,099** (0,044)	0,056 (0,043)	0,066** (0,030)	0,060** (0,029)
dlnpci	1,014*** (0,175)	0,688** (0,278)	0,847*** (0,250)	0,930*** (0,114)	0,958*** (0,129)
dlneuro	0,015 (0,053)	0,100 (0,090)	-0,008 (0,088)	-0,024 (0,046)	-0,047 (0,043)
L8.dlnM1	0,024 (0,055)	0,115 (0,107)	-0,018 (0,075)	-0,056 (0,047)	-0,067 (0,060)
ddumpgfi	-0,014** (0,006)	-0,027*** (0,007)	-0,016 (0,010)	-0,010 (0,008)	-0,015 (0,009)
ddumpci	0,016*** (0,005)	0,018*** (0,005)	0,011 (0,008)	0,009 (0,007)	0,015 (0,009)
ddumeuro	0,000 (0,004)	0,001 (0,010)	0,002 (0,008)	-0,002 (0,006)	-0,001 (0,004)
ddumM1	0,002 (0,003)	0,009 (0,009)	0,003 (0,006)	0,005 (0,006)	0,003 (0,004)
konstans	-0,001 (0,002)	-0,019*** (0,004)	-0,009** (0,004)	-0,004** (0,002)	-0,003 (0,002)
Megfigyelések száma	182	182	182	182	182
R ²	0,311	0,132	0,234	0,283	0,285
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,030	0,114	0,573	0,664

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(folytatás)

Változók	q50	q60	q70	q80	q90
dlngpfi	0,053* (0,030)	0,024 (0,039)	0,014 (0,036)	0,044 (0,048)	0,014 (0,044)
dlncpi	0,910*** (0,134)	0,864*** (0,126)	1,104*** (0,217)	0,917*** (0,276)	0,967*** (0,212)
dlneuro	-0,050 (0,044)	-0,010 (0,064)	0,009 (0,047)	0,030 (0,056)	-0,082 (0,053)
L8.dlnM1	-0,022 (0,067)	0,057 (0,064)	0,050 (0,064)	0,020 (0,086)	-0,025 (0,077)
ddumgpfi	-0,012 (0,008)	-0,007 (0,008)	-0,012 (0,008)	-0,007 (0,008)	-0,005 (0,006)
ddumcpi	0,014 (0,008)	0,010 (0,007)	0,023*** (0,006)	0,019*** (0,006)	0,020*** (0,004)
ddumeuro	-0,002 (0,004)	-0,002 (0,005)	-0,001 (0,007)	0,002 (0,004)	-0,006 (0,005)
ddumM1	0,003 (0,003)	0,002 (0,005)	0,000 (0,006)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)
konstans	-0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,004* (0,002)	0,007*** (0,002)	0,015*** (0,004)
Megfigyelések száma	182	182	182	182	182
R ²	0,299	0,29	0,268	0,262	0,227
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,305	0,075	0,062	0,090	0,049

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadzszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

A6. táblázat

**Kvantilis regresszió eredményei strukturális törések és
késleltetés figyelembevételével (M0)**
Quantiles regression results with structural breaks and lags (M0)

Változók	OLS	q10	q20	q30	q40
dln _g pf _i	0,074** (0,034)	0,104* (0,054)	0,057 (0,042)	0,070** (0,035)	0,093** (0,041)
dln _c pi	0,973*** (0,166)	0,850*** (0,322)	0,692*** (0,225)	0,701*** (0,222)	0,942*** (0,275)
dln _e uro	0,018 (0,052)	0,060 (0,144)	-0,007 (0,063)	-0,034 (0,047)	0,002 (0,051)
L3.dlnM0	-0,002 (0,023)	0,002 (0,058)	0,008 (0,041)	0,006 (0,034)	-0,008 (0,033)
ddum _g pf _i	-0,013** (0,006)	-0,025*** (0,009)	-0,016* (0,009)	-0,011 (0,008)	-0,017* (0,010)
ddum _c pi	0,016*** (0,005)	0,016* (0,009)	0,011 (0,008)	0,010 (0,007)	0,016 (0,010)
ddum _e uro	0,001 (0,002)	0,010 (0,005)	0,006 (0,003)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)
ddumM0	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
konstans	-0,001 (0,002)	-0,017*** (0,005)	-0,010*** (0,003)	-0,006* (0,002)	-0,003* (0,002)
Megfigyelések száma	187	187	187	187	187
R ²	0,306	0,158	0,191	0,274	0,291
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)		0,033	0,062	0,104	0,221

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(folytatás)

Változók	q50	q60	q70	q80	q90
dlnqpfí	0,048 (0,040)	0,047 (0,040)	0,020 (0,036)	0,031 (0,045)	0,056 0,045
dlnpci	0,883*** (0,126)	0,860*** (0,135)	0,969*** (0,283)	0,961*** (0,222)	0,990*** 0,196
dlneuro	0,003 (0,047)	-0,015 (0,051)	0,036 (0,051)	0,019 (0,041)	-0,021 0,062
L3.dlnM0	-0,007 (0,026)	-0,021 (0,026)	-0,020 (0,024)	0,010 (0,020)	-0,003 0,028
ddumqpfí	-0,011 (0,009)	-0,009 (0,009)	-0,012 (0,010)	-0,008 (0,008)	-0,007 0,006
ddumpci	0,013 (0,009)	0,012 (0,008)	0,021*** (0,006)	0,020*** (0,005)	0,020*** 0,004
ddumeuro	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,004 0,003
ddumM0	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
konstans	-0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,005*** (0,002)	0,008*** (0,002)	0,012*** 0,003
Megfigyelések száma	187	187	187	187	187
R ²	0,302	0,294	0,265	0,261	0,258
Machado–Santos Silva-teszt (p-érték)	0,167	0,088	0,043	0,086	0,098

Zárójelben az OLS esetében a robusztus standard hibák, a kvantilis regressziók esetében a heteroszkadiszticitás robusztus standard hibái találhatóak.

***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

Forrás: saját szerkesztés.

Irodalom

- Akram, Q. F. (2009): Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*. Vol. 31. No. 6. pp. 838–851. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.05.016>
- Alam, M. R. – Gilbert, S. (2017): Monetary policy shocks and the dynamics of agricultural commodity prices: evidence from structural and factor-augmented VAR analyses. *Agricultural Economics*. Vol. 48. No. 1. pp. 15–27. doi: <https://doi.org/10.1111/agec.12291>
- Anand, R. – Ding, D. – Tulin, M. V. (2014): *Food inflation in India: The role for monetary policy*. IMF Working Paper WP/14/178. International Monetary Fund.
- Aoki, K. (2001): Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of monetary economics*. Vol. 48. No. 1. pp. 55–80. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00069-1](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00069-1)
- Bakucs L. Z. – Fertó I. (2013): Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in a tranBhattasition economy. *African Journal of Agricultural Research*. Vol. 8. No. 23. pp. 2911–2917.
- Bakucs L. Z. – Bojnec, S. – Fertó I. (2012): Monetary impacts and overshooting of Agricultural prices: Evidence from Slovenia. *Transformations in Business & Economics*. Vol. 11. No. 1.
- Bhattacharya, R. – Jain, R. (2020): Can monetary policy stabilise food inflation? Evidence from advanced and emerging economies. *Economic Modelling*. Vol. 89. pp. 122–141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.10.005>
- Catão, L. A. – Chang, R. (2015): World food prices and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 75. pp. 69–88. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.12.010>
- De Brauw, A. (2011): Migration and child development during the food price crisis in El Salvador. *Food Policy*. Vol. 36. No. 1. pp. 28–40. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2010.11.002>
- Dornbusch, R. (1976): Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* Vol. 84. pp.1161–1176.
- Durevall, D. – Loening, J. L. – Birru, Y. A. (2013): Inflation dynamics and food prices in Ethiopia. *Journal of Development Economics*. Vol. 104. pp. 89–106. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.05.002>
- Frankel, J. A. (2006): 7. The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. In: *Asset Prices and Monetary Policy*. pp. 291–334. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.3386/w12713>
- Ginn, W. – Pourroy, M. (2019). Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies. *Economic Modelling*. Vol. 81. pp. 551–575. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.06.012>
- Hammoudeh, S. – Nguyen, D. K. – Sousa, R. M. (2015): US monetary policy and sectoral commodity prices. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 57. pp. 61–85. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.06.003>
- Holtemöller, O. – Mallick, S. (2016): Global food prices and monetary policy in an emerging market economy: The case of India. *Journal of Asian Economics*. Vol. 46. pp. 56–70. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.08.005>
- Iddrisu, A. A. – Alagidede, I. P. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: A quantile regression analysis. *Food Policy*. Vol. 91. No. 101816. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.101816>
- Iddrisu, A. A. – Alagidede, I. P. (2021): Asymmetry in food price responses to monetary policy: A quantile regression approach. *SN Business & Economics*. Vol. 1. No. 3. pp. 1–25. <https://doi.org/10.1007/s43546-021-00056-7>
- Kidane, D. – Woldemichael, A. (2020): Does inflation kill? Exposure to food inflation and child mortality. *Food Policy*. Vol. 92. No. 101838. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101838>

- Kumar, A. – Dash, P. (2020): Changing transmission of monetary policy on disaggregate inflation in India. *Economic Modelling*. Vol. 92. pp. 109–125.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.016>
- Pourroy, M. – Carton, B. – Coulibaly, D. (2016): Food prices and inflation targeting in emerging economies. *International Economics*. Vol. 146. pp. 108–140.
<https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.12.001>
- Saghaian, S. H. – Hasan, M. F. – Reed, M. R. (2002): Overshooting of agricultural prices in four Asian economies. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. Vol. 34. No. 1. pp. 95–109.
<https://doi.org/10.1017/S1074070800002170>
- Samal, A. – Goyari, P. (2022): Does Monetary Policy Stabilise Food Inflation in India? Evidence From Quantile Regression Analysis. *Australian Economic Review*. Vol. 55. No. 3. pp. 361–372.
<https://doi.org/10.1111/1467-8462.12474>
- Scrimgeour, D. (2015): Commodity price responses to monetary policy surprises. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 97. No. 1. pp. 88–102.
<https://doi.org/10.1093/ajae/aau054>
- Sipiczki Z. – Varga J. (2022): Inflation Dynamics and Food Prices in Hungarian Agricultural Economy. *Acta Carolus Robertus*. Vol. 12. (különszám) pp. 130–141.
- Soto, C. (2003): Non-traded goods and monetary policy trade-offs in a small open economy. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*. Vol. 214. pp. 1–44.