

Bakucs Zoltán

Pénzügyi hatások és a mezőgazdasági árak túlszaladása Magyarországon¹

A tanulmány a Saghian és társai (2002) által kidolgozott elméleti modell alapján elemzi a magyar nemzetgazdasági ágazatok váratlan pénzkínálati sokkokra adott válaszát. Az empirikus elemzésben Johansen-féle kointegrációs eljárást és hibakorrekciós modellt alkalmazunk, hogy kiderítsük, vajon a mezőgazdasági árak túlszaladnak-e hosszú távú egyensúlyi pályájukon. Eredményeink azt mutatják, hogy a mezőgazdasági szektor árai gyorsabban igazodnak a makrogazdasági környezet, konkrétan a pénzkínálat változásához, mint az ipar árindexei, rövid távon befolyásolva a relatív árakat, ellenben a szigorú értelemben vett hosszú távú pénzsemlegesség hipotézist elvetjük.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C32, E51, P22 és Q11

Kulcsszavak: mezőgazdasági árak, pénzügyi sokk, árak túlszaladása, rugalmas és rugalmatlan nemzetgazdasági ágazatok

Bár folyamatosan bővül a közép- és kelet-európai országok mezőgazdasági átalakulásával foglalkozó nemzetközi irodalom – lásd például *Brooks és Nash (2002)*, *Rozelle és Swinnen (2004)* összefoglaló tanulmányait –, a kutatások elsősorban az átmeneti időszak kérdéseivel, úgymint a földreform, az üzemszerkezet átalakulása, valamint az ár- és kereskedelem-liberalizációval foglalkoztak. Úgy tűnik, a makrogazdasági környezet mezőgazdasági ágazatra gyakorolt hatásait csak kevesen, például *Bakucs és Fertő (2006)* kutatták. A nemzetközi irodalom ellenben már a nyolcvanas évek második fele óta intenzíven foglalkozik a makrogazdasági és pénzügyi tényezők agrárárakra gyakorolt befolyásával (lásd például: *Bessler 1984; Chambers 1984; Orden 1986a, b; Devadoss – Meyers 1987; Orden – Fackler 1989*). Az utóbbi években a téma újra népszerű a kutatók körében, elsősorban a kointegrációs és hibakorrekciós módszerek elterjedésének köszönhetően. Új idősor technikákkal vizsgálják például a pénzügyi változók mezőgazdasági árakra gyakorolt hatását: *Zanias 1998; Saghian és társai 2002; Ivanova és társai 2003; Cho és társai 2004; Peng és társai 2004*. Ezek a kutatások elsősorban az Egyesült Államok gazdaságával foglalkoztak, és arra a következtetésre jutottak, hogy a makrogazdasági mutatók bármely változása hatással van a mezőgazdasági árakra, a termelők bevételeire és az agrárexportra. Ezért logikus azt feltételezni, hogy az átmeneti országokra jellemző kevésbé stabil makrogazdasági környezetben a pénzügyi

A szerző az MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézetének (112 Budapest, Budaörsi út 45.) munkatársa. E-mail: bakucs@econ.core.hu.

¹ A kutatómunkát a szerző az OTKA F 67896 számú, „A monetáris politika hatása a mezőgazdasági árakra. Egy nemzetközi összehasonlítás” című projektjén keresztül kapott támogatás segítségével végezte.

mutatók hirtelen változása még nagyobb hatással lehet a mezőgazdasági árakra. Ennek ellenére meglepő, hogy pár kivételtől eltekintve – például *Ivanova és társai (2003)*, illetve akik a bolgár makrogazdasági környezet mezőgazdaságra gyakorolt általános hatásait tanulmányozták – a téma nem keltette fel a kutatók érdeklődését.

A pénzügyi politikának reál és nominális hatásai egyaránt vannak a gazdaság egészére, valamint rövid, illetve középtávon a mezőgazdaságra. Hosszú távon azonban jellemzően nem figyelhetünk meg reális hatásokat (*Ardeni – Freebairn 2002*). A monetáris politika és a mezőgazdaság közvetlen kapcsolatrendszerét több szemszögből is vizsgálhatjuk, jelen tanulmányban azonban kizárólag az úgynevezett „túlszaladás” hipotézisre koncentrálunk. Akkor beszélhetünk a mezőgazdasági termék árak túlszaladásáról, ha a monetáris politikának valós rövid távú hatása van e termékcsoportra. Amennyiben a hipotézis igazolható, akkor következik, hogy a pénzkínálat nem semleges a különböző nemzetgazdasági árak szempontjából, vagyis a pénzügyi szektorból érkező sokkok rövid távon megváltoztathatják a nemzetgazdasági ágazatok árindexének az arányát, másképpen a relatív árakat. Kutatásunkban kointegrációs, valamint hibakorrekciós módszertant alkalmazunk, hogy megvizsgáljuk a magyar mezőgazdasági árak rövid távú túlszaladását. Az empirikus elemzés eredményei utalnak a hosszú távú pénzsemlegességi hipotézisre is. Utóbbi kifejezetten fontos az átmeneti gazdaságok esetében, hiszen a mezőgazdasági árak változékonysága lényegesen magasabb a mezőgazdasági, mint az ipari termékek esetében, főleg ha ezeket a fejlett gazdaságok hasonló ármozgásaihoz hasonlítjuk. A mezőgazdasági árak bizonyított túlszaladása legalábbis részben magyarázatot adhat a megfigyelt mezőgazdasági árváltozékonyságra. A tárgyalt monetáris sokkoknak, illetve pénzügyi tényezőknek gazdaságpolitikai következményeik is vannak. Az átmeneti évekre jellemző, gyakran változó, kapkodó magyar agrárpolitika miatt a piaci árak nagyobb hatással voltak a gazdálkodók bevételeire, az árakat pedig a maguk során a hosszú, valamint rövid távú pénzpoltika nagyban befolyásolta. Amennyiben a pénzkínálat hosszú távon semleges, a mezőgazdasági javak árindexe túlszaladásának még így is szignifikáns hatása lehet a gazdaságok rövid távú bevételeire, végső soron pedig a gazdálkodók finánciális életképességére.

Elméleti háttér és empirikus bizonyítékok

Dornbusch (1976) nemzeti fizetőeszközök túlszaladását vizsgáló modellje alapján egy sor tanulmány foglalkozott az árfolyam, a pénzkínálat, a kamatláb és a mezőgazdasági termékek ára közötti kapcsolatok vizsgálatával. *Dornbusch* nyomán, zárt gazdaságot feltételezve, *Frankel (1986)* modelljében az árfolyam, a pénzkínálat, a kamatláb és az aggregált kereslet határozza meg a mezőgazdasági árakat. A szerző bevezette a „rugalmatlan ágazatok” (feldolgozóipar) fogalmát, ahol az árak lassan alkalmazkodnak, és a „rugalmas ágazatok”² (mezőgazdaság) fogalmát, ahol az árak azonnal alkalmazkodnak a pénzkínálat változásához, hangsúlyozva a közöttük levő különbségeket. *Frankel* modelljében a nominális pénzkínálat csökkenése valójában a reál pénzkínálat csökkenését is jelenti. Emiatt a kamatláb növekedik, ami végső soron „lenyomja” a reál mezőgazdasági termék árakat. Emiatt a mezőgazdasági árak negatív irányban túlszaladnak a hosszú távú egyensúlyi pályához képest. Hosszú távon azonban az összes reálhatás semlegesítődik. *Lai, Hu és Wang (1996)* fázisdiagram

² Az eredeti angol nyelvű tanulmányban *Frankel* a „fix-price” és a „flex-price” kifejezéseket használja.

segítségével alkalmazta Frankel módszerét, megvizsgálandó, hogyan hatnak a pénzügyi ágazatból induló sokkok a termékárakra. Úgy találták, hogy váratlan sokkok hatására a termékárak pozitív irányban túlszaladnak, ellenben ha az ipar árindexe is azonnal reagál, akkor negatív irányban szaladnak túl. *Saghaian, Reed és Marchant (2002)* visszatértek az eredeti Dornbusch-féle modellhez, de belefoglalták a mezőgazdasági ágazatot, valamint a termékek nemzetközi kereskedelmét is (nyitott gazdaság hipotézis). A mezőgazdasági árakat, valamint a szolgáltatások árait (utóbbiakat az árfolyam modellezi) rugalmasnak (flex-price), míg az ipar árait rugalmatlannak (fix-price) tekintik. Kis, nyitott gazdaság feltételezéssel élve kimutatták, hogy a monetáris sokkok hatására a rugalmas szektorok árai túlszaladnak a hosszú távú egyensúlyi pályájukon. Mi több, ha valamely ágazat (jellemzően az ipar) rugalmatlan árazású, akkor monetáris sokk esetében az alkalmazkodás terhe megoszlik a két rugalmas szektor között. Egy rugalmas árfolyamrendszer csökkenti a mezőgazdasági árak túlszaladását, s ennek a fordítottja is igaz. Ez esetben a rugalmas ágazatok túlszaladásának mértéke a rugalmatlan árazású szektor nemzetgazdaságon belüli relatív súlyától függ.

Az összes elemzett tanulmány rövid távon szignifikáns kapcsolatot talált a pénzügyi változók, valamint az árfolyamváltozás között. Egyes szerzők szerint a mezőgazdasági árak gyorsabban válaszolnak, mint az ipar árai, ami konzisztens a hipotézissel, miszerint a monetáris sokkok hatására az árszínvonal változása ágazatonként különböző, ezért változnak a relatív árak (*Bordo 1980; Chambers 1984; Orden 1986a és b; Devadoss – Meyers 1987; Taylor – Spriggs 1991; Zanas 1998; Saghaian – Reed – Marchant 2002*). Némileg ellentétes eredményre jutott *Bessler (1984)* a költségfüggvény-becsléssel foglalkozó kutatásában, *Grennes és Lapp (1986)*, *Robertson és Orden (1990)*, valamint *Cho és társai (2004)* pedig tanulmányaikban arra a következtetésre jutottak, hogy a relatív árakat nem befolyásolják a nominális makrogazdasági változók. A felsorolt munkák megállapították továbbá, hogy bár rövid távon a pénzkinálat ágazatonként más és más változást indukálhat, hosszú távon a pénzsemlegességi hipotézis nem vethető el (*Ardeni – Rausser 1995*). A már korábban idézett és talán a legmegfelelőbb módszertannal készült *Saghaian és társai (2002)* által jegyzett kutatás ellenben elutasítja a hosszú távú pénzsemlegesség hipotézist. Számos korábban idézett tanulmány eredményét azonban óvatosan kell kezelni. Először is a mezőgazdaság, valamint a nemzetgazdaság egyéb ágazatai közötti kapcsolatot vizsgáló tanulmányok eredményei érzékenyek a használt változók kiválasztására. Másodszor pedig, ahogy arra például *Ardeni és Freebairn (2002)* felhívta a figyelmet, számos, főleg régebben megjelent publikáció nem kezelte megfelelően az idősoros adatokat, emiatt pedig akár téves konklúzióra is juthattak. Végül pedig szükséges megemlíteni, hogy egyes kutatások nem kapcsolódnak specifikus makroökonómiai modellekhez; kivételt képez *Saghaian és társai (2002)* tanulmánya.

Módszertan

Az empirikus elemzést a változók idősor-tulajdonságainak a vizsgálatával, egységgyök- és kointegrációs próbákkal³ végeztük. A *Johansen (1998)* típusú, több kointegrációs kapcsolat elemzésére képes kointegrációs teszt autoregresszív környezetbe ágyazott Maximum

³ Lásd *Maddala és Kim (1998)* könyvének az egységgyök-tesztekről szóló részletét.

Likelihood (ML) eljárás. A próba az alábbi Vektor Hibakorrekciós Modell (Vector Error Correction Model – VECM) becslésén alapszik:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Psi D + u_t \quad (1)$$

Ebben $Z_t = [\text{LNPPi}_t, \text{LNIPI}_t, \text{LNXEURO}_t, \text{LNMIA}_t]'$ egy (4×1) elemből álló vektor, amely az elsőrendűen integrált $I(1)$ változókat, a mezőgazdasági és ipari árindexet, forint/euró árfolyamot, valamint a szezonálisan kiigazított M1 pénzkínálatot tartalmazza. $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$ a rendszer rövid távú dinamikájának a paraméter vektora, Π a rendszer hosszú távú komponensének paraméter mátrixa, Ψ paraméter mátrix, D 11 centrált szezonális ál (dummy) változó vektor, és végül u_t a fehér zaj sztochasztikus komponens. $\Pi = \alpha\beta'$, ahol az α mátrix a VECM rendszer egyensúlyi állapotához való igazodás sebességét méri, és β egy mátrix, amely a Z_t nem-stacionárius változók között létező maximum $(n-1)$ kointegrációs kapcsolat együtthatóit tartalmazza. A konstans és a lineáris trendtől függően, az (1) egyenletből különböző modelleket lehet alkotni. *Harris (1995)* a reálisan előforduló eseteket M2, M3, M4 modelleknek jelöli. Ezek specifikációja a következő: M2, amikor a konstans a kointegrációs térre van korlátozva; M3, amikor a konstans nincs korlátozva és nem tartalmaz trendet a modell (ebben az esetben a hosszú távú, valamint a rövid távú modell konstansainak egy kombinációja közös értéként kerül a rövid távú modellbe); M4, ha létezik egy exogén lineáris növekedés, amit nem tudunk modellezni – akkor a kointegrációs tér a lineáris időtrendet is mint determinisztikus változót tartalmazza.

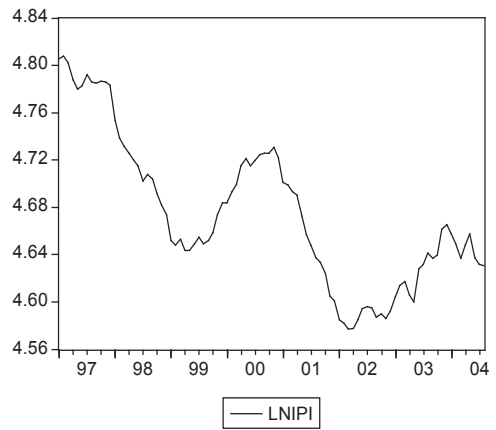
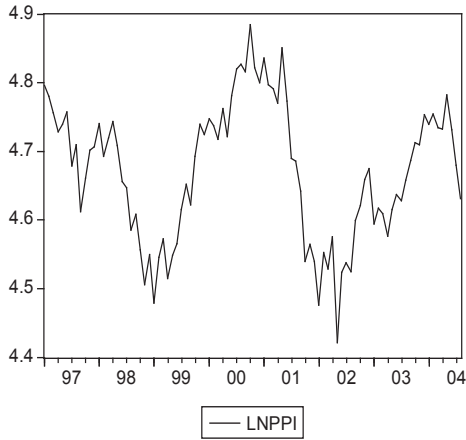
Mivel általában *a priori* nem tudhatjuk, melyik a helyes a fenti modellek közül, a Pantula-elvet (*Harris 1995*) alkalmazhatjuk, hogy egyszerre teszteljük a helyes modell-specifikációt, valamint a kointegráció rangját.

Adatok és empirikus elemzés

Kutatásunk empirikus részében *Saghaian és társai (2002)* modelljét követjük. A modell kis, nyitott gazdaság feltételezéssel él, ami megfelelő Magyarország számára. 1997. január és 2004. augusztus közötti, sorozatonként 92 megfigyelésből álló havi idősoros adatokat használunk. Az 1. és 2. ábrák a mezőgazdasági termelői árindex (lnPPI), az ipari termelői árindex (lnIPI), a magyar forint/euró árfolyam (lnXREURO), valamint a szezonálisan kiigazított pénzkínálat (lnM1A) természetes alapú logaritmusait mutatják. Az adatok a Központi Statisztikai Hivatal (KSH), valamint a Magyar Nemzeti Bank (MNB) adatbázisaiból származnak.

1. ábra

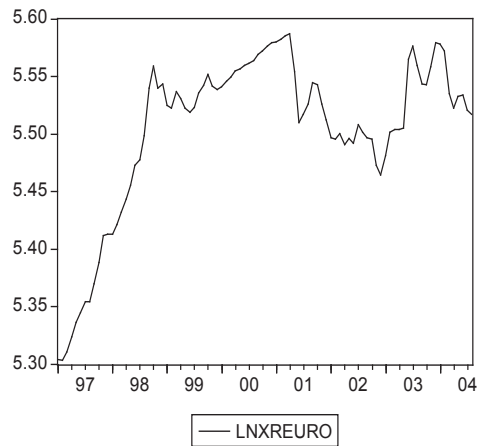
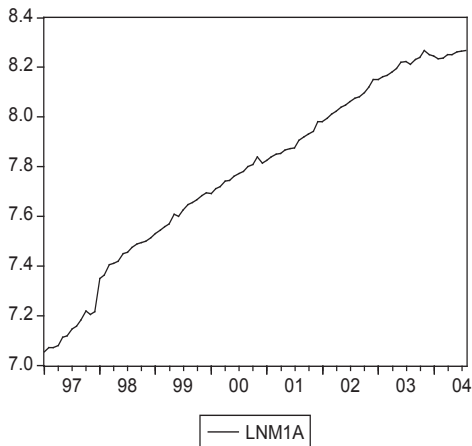
A mezőgazdasági és ipari termelői árindexek logaritmusa



Forrás: KSH, MNB

2. ábra

A pénzkinlátat és a forint/euró árfolyam logaritmusa



Forrás: KSH, MNB

Egységgyök-tesztek

Az empirikus elemzést az *Elliott, Rothenberg és Stock (1996)*-féle DF-GLS egységgyök-tesztekkel kezdjük, hogy megállapítsuk a sorozatok integrációs rendjét. Az eredményeket az 1. táblázatban mutatjuk be.

1. táblázat

DF-GLS egységgyök-próbák a változókon

Változók	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
lnIPI	konstans	5	-0,904
	konstans és trend	5	-2,997
lnPPI	konstans	3	-1,722
	konstans és trend	3	-2,349
lnM1A	konstans	5	0,366
	konstans és trend	5	-0,697
lnXREURO	konstans	2	-0,264
	konstans és trend	2	-0,931

Megjegyzés: A 0,95% (0,99%) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékek konstanssal -1,944 (-2,592), konstanssal és trenddel pedig -3,074 (-3,633). A késleltetés meghatározásához az Akaike információs kritériumot használtuk.

Mivel egyik tesztstatisztika sem szignifikáns, az egységgyök nullhipotézist egyik sorozat esetében sem utasíthatjuk el, specifikációtól függetlenül. Hogy meggyőződjünk arról, hogy az összes idősor első és nem esetleg magasabb rendűen integrált, a változók első differenciáit is egységgyök-próbáknak vetjük alá. Mivel a változók első differenciája trendet nem tartalmaz, a másodrendű integrációs teszteket csak konstans specifikációval végezzük el; az eredményeket a 2. táblázatban közöljük. Ebben az esetben az egységgyök nullhipotézist mindegyik sorozat esetében elutasítjuk, tehát az összes tanulmányozott változó egy egységgyököt tartalmaz, vagyis I(1).

2. táblázat

DF-GLS egységgyök-próbák a változók első differenciáin

Változók	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
Δ lnIPI	konstans	4	-1,986
Δ lnPPI	konstans	2	-3,680
Δ lnM1A	konstans	1	-6,633
Δ lnXREURO	konstans	1	-6,753

Megjegyzés: A 0,95% (0,99%) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékek konstanssal -1,944 (-2,592), konstanssal és trenddel pedig -3,074 (-3,633). A késleltetés meghatározásához az Akaike információs kritériumot használtuk.

Kointegrációs próbák

Először a VECM-modell késleltetését határozzuk meg. A különböző információs kritériumok más és más késleltetést határoztak meg, 1-től (Schwarz-Bayesi kritérium) 12-ig (Akaike információs kritérium). 5 késleltetés elégségesnek bizonyult a reziduális autokorreláció kezelésére, a Final Prediction Error, valamint LR arány kritériumok is megerősítették az 5 késleltetés szükségességét. A módszertani részben ismertetett *Pantula-elv* az M4 modellt választotta, ahol a rendszer hosszú távú, kointegrációs része trend specifikációt is tartalmaz.

A Johansen-féle kointegrációs próba nyom- és maximum sajátérték tesztstatisztikáit a 3. és 4. táblázatok tartalmazzák.

3. táblázat

Johansen kointegrációs próba – nyom-statisztikák

Kointegrációs vektorok száma	Saját érték	Nyom statisztika	5% Krit. érték	1% Krit. érték
0	0,326620	90,97482	62,99	70,05
maximum 1	0,279446	56,96656	42,44	48,45
maximum 2	0,220366	28,78137	25,32	30,45
maximum 3	0,082164	7,373335	12,25	16,26

4. táblázat

Johansen kointegrációs próba – Max-sajátérték statisztikák

Kointegrációs vektorok száma	Saját érték	Max-sajátérték statisztika	5% Krit. érték	1% Krit. érték
0	0,326620	34,00826	31,46	36,65
maximum 1	0,279446	28,18519	25,54	30,34
maximum 2	0,220366	21,40804	18,96	23,65
maximum 3	0,082164	7,373335	12,25	16,26

A nyom-statisztikák 5%-os valószínűségi szint mellett 3,1%-os valószínűség mellett pedig 2 kointegrációs vektort választanak ki. A második próba, a maximum sajátérték statisztika szintén 3 kointegrációs vektort valószínűsít 5%-os szignifikancia-szint mellett. A normalizált kointegrációs kapcsolatokat, másképpen vektorokat az 5. táblázat közli.

5. táblázat

Normalizált kointegrációs együtthatók

lnPPI	lnIPI	lnXREURO	lnM1A	TREND
1,000000	0,000000	0,000000	0,100722 (0,40240) ^a	0,000237 (0,00539)
0,000000	1,000000	0,000000	0,432500 (0,12665)	-0,003577 (0,00170)
0,000000	0,000000	1,000000	-0,648281 (0,12772)	0,008627 (0,00171)

^a Zárójelben az együttható szórása

A pénzkínálat együtthatói meglepő módon negatívak az ipari és mezőgazdasági árak esetében, míg pozitív az árfolyam-egyenlet esetében és statisztikailag nem szignifikáns a mezőgazdasági ár egyenletében. A lineáris trend szignifikáns az ipariár-, valamint az árfolyam-egyenletekben, de nem az a mezőgazdasági árindex egyenletében.

A semleges pénzkínálat hipotézis azt feltételezi, hogy a pénzkínálat változó (lnM1A) együtthatói 1-hez közeli értékek, vagyis a hosszú távú ágazatonkénti árnövekedés

egységesen arányos a pénzkínálat növekedésével. Mivel változóink logaritmusban vannak, a nullhipotézis szerint 1%-os pénzkínálat-bővülés 1%-os árnövekedést indukál mindhárom vizsgált nemzetgazdasági ágazatban. Az lnM1A változó koefficiensei a három hosszú távú áregyenletben 0,100, 0,432 és -0,648, ami nem támogatja a pénzsemlegesség nullhipotézist.

Vektor Hibakorrekciós Modell becslés

Mivel változóink integráltak és kointegráltak, egy VECM modell alkalmas a rendszer hosszú, illetve rövid távú dinamikájának szimultán vizsgálatára. A kointegrációs komponens, az alkalmazkodási sebesség vektorok, a determinációs koefficiens, valamint egyes információk kritériumok becsléseit a 6. táblázatban mutatjuk be.

6. táblázat

A VECM-modell együtthatói^a, valamint diagnosztikai tesztek

Kointegrációs egyenletek	CointEq1	CointEq2	CointEq3	
lnPPI _{t-1}	1,000000	0,000000	0,000000	
lnIPI _{t-1}	0,000000	1,000000	0,000000	
lnXREURO _{t-1}	0,000000	0,000000	1,000000	
lnM1A _{t-1}	0,100722 [0,24636] ^b	0,432500 [3,36114]	-0,648281 [-4,99590]	
TREND	0,000237 [0,04329]	-0,003577 [-2,07654]	0,008627 [4,96603]	
C	-5,465342	-7,872801	-0,869331	
Hibakorrekció:	$\Delta \ln PPI_t$	$\Delta \ln IPI_t$	$\Delta \ln XREURO_t$	$\Delta \ln M1A_t$
CointEq1	-0,479967 [-3,09890]	0,013393 [0,43138]	-0,086666 [-1,96655]	0,047808 [0,69695]
CointEq2	0,906589 [1,72319]	-0,121941 [-1,15627]	0,435903 [2,91188]	-0,180480 [-0,77456]
CointEq3	0,093395 [0,41178]	-0,020625 [-0,45366]	-0,298322 [-4,62266]	-0,171357 [-1,70589]
C	0,008236 [0,43235]	-0,000118 [-0,03084]	0,014232 [2,62579]	0,023670 [2,80560]
R ²	0,509773	0,522253	0,566863	0,292089
Adj. R ²	0,327914	0,345025	0,406183	0,029476
Akaike krit.	-3,365201	-6,579540	-5,878990	-4,994069
Schwarz krit.	-2,680267	-5,894606	-5,194055	-4,309135
Jarque-Bera	4,858 [*]	3,85	5,903 ^{**}	100,116 ^{***}

^a Helyszűke miatt, valamint azért, mert az eredmények szempontjából nem fontosak, az autoregresszív részét a modellnek nem közöljük;

^b Zárójelben t-statisztikák;

Megjegyzés: * 1% szignifikancia-, ** 5% szignifikancia-, *** pedig 10% szignifikancia-szintet jelöl

Az (1) egyenletben α karakterrel jelölt alkalmazkodási sebesség vektor (más néven hibakorrekciós tag) elemei mérik a sebességet, amivel a rendszer egyes rövid távú egyenletei visszatérnek hosszú távú pályájukra egy egyensúlytalanságot okozó monetáris sokk után. Például ha a mezőgazdasági árak rövid távon túlszaladnak, akkor a megfelelő α koefficiens negatív, hiszen az áraknak esniük kell ahhoz, hogy újra elérjék hosszú távú egyensúlyi pályájukat. Figyelembe véve, hogy két rugalmas árazású, illetve egy rugalmatlan árazású ágazat árait vizsgáljuk, azt várnánk, hogy a „flex-price” szektoroknak megfelelő α paraméter értéke nagyobb legyen (Saghaian és társai 2002). Ahogyan az elmélet sugallja, a mezőgazdasági árindex, az ipari árindex, valamint az árfolyam egyenletekhez tartozó alkalmazkodási sebesség paraméterek mind negatívak, az ipari árindex egyenletét leszámítva szignifikánsak, és sorrendben a következő értékeket veszik fel: -0,4799, -0,1219, -0,2983 (lásd 6. táblázat második része, dőlt karakterekkel). Mi több, a „flex-price” szektorokhoz tartozó paraméterek abszolút értékben nagyobbak az ipar ágazatához tartozónál, ami az elméletnek megfelelően gyorsabb alkalmazkodást feltételez a rugalmas, mint a nem rugalmas árazású szektorok részéről. Az ipari árindexhez tartozó egyenlet hibakorrekciós tagja sem szignifikáns, ami azt jelenti, hogy az ipari árak hosszú távon exogének (vagyis ha sokk éri a rendszert, az ipari árakat a kointegrációs kapcsolat nem húzza vissza eredeti pályájukra, másképpen: nem szaladhatnak túl). Azt a nullhipotézist azonban, hogy mindhárom ipari ár egyenlethez tartozó hibakorrekciós koefficiens együttesen nulla, az LR próba elutasítja ($\chi^2(3) = 9,807$, $p = 0,02$). A determinációs koefficiensek, amelyek a teszt VECM-modell magyarázóerejét mérik, meglehetősen alacsonyak, ámde hasonló mértékűek az egyéb túlszaladással foglalkozó empirikus tanulmányok által kapott értékekhez (0,29 és 0,57). A reziduumok normális eloszlását tesztelő Jarque-Bera statisztika 10%-os szignifikanciaszint mellett 3 egyenlet esetében elutasítja a normális eloszlású hibatagok nullhipotézisét. Ugyanakkor a normalitás feltétel megsértése pusztán némi óvatosságra int a próbák esetében, az aszimptotikus eredmények egyéb eloszlások esetében is érvényben maradnak (von Cramon-Taubadel 1998).

7. táblázat

LM és LB típusú autokorreláció-próbák

Autokorr. rendje	LM-Stat	Szignif. ^a	Autokorr. rendje	LM-Stat	Szignif.
1	19,18801	0,2590	7	8,600210	0,9290
2	16,41018	0,4247	8	15,34749	0,4994
3	11,53637	0,7752	9	21,08346	0,1753
4	16,56960	0,4140	10	10,37361	0,8464
5	21,45633	0,1616	11	11,87551	0,7525
6	20,28460	0,2077	12	21,57624	0,1574
Ljung-Box statisztika(21)			$\chi^2(244) = 288,472$ ($p = 0,03$)		

^a A szignifikancia-szintek a Khi-négyzet 16 szabadságfokkal eloszlásnak felelnek meg

A többváltozós LM típusú autokorreláció-tesztek alapján (12-es rendig nincs autokorreláció a hibatagokban) állíthatjuk: a modellünk jól specifikált, bár a Ljung-Box statisztika elutasítja a nullhipotézist, hogy nincs autokorreláció az első 21 reziduumban (7. táblázat).

Következtetések

Ebben a tanulmányban *Saghaian és társai (2002)* teoretikus modelljét alkalmaztuk egy kis nyitott gazdaságra, Magyarországra. Ahogy a legtöbb poszt-socialista ország, a magyar gazdaság is számos makrogazdasági környezetből eredő sokkot élt meg az átmeneti évek alatt. Ezek nagyobb része nem volt előre látható, inkább a kevéssé fejlett pénzügyi, valamint ad hoc gazdaságpolitika alkalmazásának tulajdonítható. A tanulmányban empirikus bizonyítékokat közlünk, amelyek arra utalnak, hogy a makrogazdasági-monetáris szférából érkező sokkok gyorsan eljutottak a mezőgazdasági ágazatba, és ott szignifikáns, de ez idáig nagyrészt feltáratlan hatásokkal jártak. A három hosszú távú egyenlet, másképpen kointegrációs vektor bizonyíték az ágazatok árai és a pénzkínálat változó között létező hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létrejöttére. A pénzügyi változó együtthatójának a vizsgálata azt mutatja, hogy Magyarország esetében a pénzsemlegesség-hipotézis nem állja meg a helyét. Végül pedig az elméleti modell várakozásának megfelelően kimutattuk, hogy a mezőgazdasági ágazat – valamint általában a „flex-price” szektorok – árai gyorsabban igazodnak a pénzügyi ágazatból érkező sokkok hatásához, mint a rugalmatlan ipari árak. Ezért monetáris sokk esetében a rugalmas árazású ágazatok kénytelenek a kiigazítás terheit viselni, ami az árakon, majd a bevételeken keresztül nagymértékben befolyásolhatja a gazdálkodók pénzügyi életképességét.

Hivatkozások

- Ardeni, P. G. – Freebairn, J. (2002): *The Macroeconomics of Agriculture*. In: Gardner, B. and Rausser, G. C. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam, North-Holland, Vol. 2A:1455–1485.
- Ardeni, P. G. – Rausser, G. C. (1995): *Alternative Subsidy Reduction Path: The Role of Fiscal and Monetary Policy Linkages*. In: Rausser, G. C. (ed.): *GATT Negotiation and the Political Economy of Policy Reform*. Springer-Verlag, Berlin:315–345.
- Bakucs, L. Z. – Fertő, I. (2006): *A makrogazdasági változók hatása a magyar mezőgazdaságra*. *Külgazdaság*, 50, 7–8:28–43.
- Bessler, D. A. (1984): *Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data*. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 65:25–30.
- Bordo, M. D. (1980): *The Effect of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-Term Contracts*. *Journal of Political Economy*, Vol. 61:1088–1109.
- Brooks, K. – Nash, J. (2002): *The Rural Sector in Transition Economies*. In: Gardner, B. and Rausser, G. C. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam, North-Holland, Vol. 2A:1547–1592.
- Chambers, R. G. (1984): *Agricultural and Financial Market Interdependence in the Short Run*. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66:12–24.
- Cho, G. – Kim, M. – Koo, W. W. (2004): *The Relative Impact of National Monetary Policies and International Exchange Rate on Long-term Variations in Relative Agricultural Prices*. *Agribusiness & Applied Economics*
- Cramon-Taubadel, S. von (1998): *Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market*. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25(1):1–18.
- Report No. 528 January 2004 Center for Agricultural Policy and Trade Studies Department of Agribusiness and Applied Economics North Dakota State University.
- Devadoss, S. – Meyers W. H. (1987): *Relative Prices and Money: Further Results for the United States*. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69:838–842.
- Dornbusch, R. (1976): *Expectations and Exchange Rates Dynamics*. *Journal of Political Economy*, Vol. 84:1161–1176.
- Elliott, G. – Rothenberg, T. J. – Stock, J. H. (1996): *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*. *Econometrica*, Vol. 64:813–836.

- Frankel, J. A. (1986): *Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model*. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 68:344–348.
- Grennes, T. – Lapp, J. S. (1986): *Neutrality of Inflation in the Agricultural Sector*. Journal of International Money and Finance, Vol. 5:231–243.
- Harris, R. I. D (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Ivanova, N. – Dawson, P. – Lingard, J. (2003): *Macroeconomic Impacts on Bulgarian Agriculture during Transition*. Applied Economics, Vol. 35:817–823.
- Johansen, S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12:231–254.
- Lai, C. – Hu, S. – Wang, V. (1996): *Commodity Price Dynamics and Anticipated Shocks*. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78:982–990.
- Maddala, G. S. – Kim, In-Moo (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Orden, D. (1986a): *Agriculture, Trade and Macroeconomics: The U.S. Case*. Journal of Policy Modeling, Vol. 9:27–51.
- Orden, D. (1986b): *Money and Agriculture: The Dynamics of Money-Financial Market-Agricultural Trade Linkages*. Agricultural Economics Research, Vol. 38 (3):14–28.
- Orden, D. – Fackler, P. (1989): *Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR models*. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 71:495–502.
- Peng, X. – Marchant, M. A. – Reed, M. R. (2004): *Identifying Monetary Impacts on Food Prices in China: A VEC Model Approach*. Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Denver, Colorado, August 1–4 2004.
- Robertson, J. C. – Orden, D. (1990): *Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand*. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 72:160–171.
- Rozelle, S. – Swinnen, J. F. M. (2004): *Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture*. Journal of Economic Literature, Vol. 42 (2):404–456.
- Saghaian, S. H. – Reed, M. R. – Marchant, M. A. (2002): *Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in an Open Economy*. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 84:90–103.
- Taylor, J. S. – Spriggs, J. (1989): *Effects of the Monetary Macro-economy on Canadian Agricultural Prices*. Canadian Journal of Economics, Vol. 22:278–289.
- Zanias, G. P. (1998): *Inflation, Agricultural Prices and Economic Convergence in Greece*. European Review of Agricultural Economics, Vol. 25:19–29.