

BAKUCS LAJOS ZOLTÁN

## Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon

---

Az elmúlt évtizedekben a termelőtől a fogyasztóig tartó kínálati lánc kapcsolatrendszerének tanulmányozása az élelmiszer-gazdasági rendszerek hatékonyságának, illetve a piacon uralkodó versenyhelyzet elemzésének a népszerű eszközévé vált. Noha gazdag szakirodalom foglalkozik a különböző országok esetében a termelői és a fogyasztói árak közötti kapcsolattal, átmeneti gazdaságra csak egyetlenegy kutatás (*Bojnec* [2002]) vizsgálta a kereskedelmi árrést és ártranszmissziót. Általánosan elfogadott hipotézis, hogy a szocialista gazdaságokból örökölt torzított piacok, az árfeltáró rendszerek működésének a hiányosságai és az előre nem látható kormányzati beavatkozások miatt az átmeneti gazdaságokban az árrés nagyobb, mint a fejlett országokban. A tanulmány célja, hogy megvizsgálja kereskedelmi árrés és az aszimmetrikus ártranszmisszió alakulását a magyar sertéspiacon. Elemzésünk eredményei azt mutatják, hogy a termelői és fogyasztói árak kointegráltak, illetve a termelői árak hosszú távon árak gyengén exogének a fogyasztói árakhoz képest. A homogenitási korlátozásokat vizsgáló strukturális próbák eredményei arra utalnak, hogy a hazai sertéshúspiacon az árképzési stratégia nem versenyzői. Az ártranszmissziós elemzés szerint – az általános hiedelmekkel szemben – az ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon szimmetrikus.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: Q13, D12, D4.

---

Az elmúlt évtizedekben a nemzetközi agrárgazdasági irodalomban a kereskedelmi árrés, valamint a termelőtől a fogyasztóig terjedő marketingláncon keresztül megnyilvánuló ártranszmisszió természetének a tanulmányozása az élelmiszer-gazdasági piacok működésének, illetve versenyzői jellegének leírását szolgáló, széles körben alkalmazott módszerré vált. Az aszimmetrikus ártranszmisszió ökonometriaival való vizsgálata jelentősen fejlődött a klasszikus *Wolffram* [1971] és *Houck* [1977] specifikációtól a kointegráción keresztül (*von Cramon-Taubadel* [1998]), a küszöb-autoregresszív modellekig (például *Goodwin-Harper* [2000]). A kilencvenes évek elejétől kezdve a modern idősoros ökonometriaival megjelenése újabb lendületet adott a kutatásoknak, azonban néhány kivételtől eltekintve (*Orbáné-Tóth* [1998] és *Bojnec* [2002]), egyik kutatás sem foglalkozott az átmeneti gazdaságok agrárpiacaival. Ezen az érdektelenségen mind a hazai, mind a nemzetközi kutatásokban változtatni kell. Egyrészt, régi panasza a mezőgazdasági termelőknek, hogy a kereskedelmi árrés „túl magas”, illetve a termelői

\* Köszönettel tartozom elsősorban PhD-témavezetőmnek *Fertő Imrének*, valamint *Halpern Lászlónak*, *Kőrösi Gábornak*, *Mészáros Sándornak*, *Rátfai Attilának*, *Tóth Józsefnek*, továbbá az EAAE 88. párizsi szemináriumán, az MTA KTI kutatószemináriumán résztvevőknek tanácsaikért, segítségükért. Külön köszönet illeti a Közgazdasági Szemle anonim lektorát részletes megjegyzéseiért.

és fogyasztói árváltozások döntően az előbbiek kárára történnek. Másrészt gyakori hipotézis, hogy a szocialista gazdasági rendszertől örökölt torzított piacok, az alulfejlett árfel-táró mechanizmusok (*price-discovery mechanisms*), illetve a gyakran kaotikus kormány-zati agrárpolitikai beavatkozások következtében az átmeneti gazdaságokban nagyobb a kereskedelmi árrés, gyakoribb a nem versenyzői árazás, és erősebb az ártranszmissziós aszimmetria, mint a fejlett országokban. Végzetül, az élelmiszer-gazdasági piacok mű-ködésének elégtelen hatékonysága rontja az ágazat növekedési esélyeit (*Fertő-Szabó* [2001]). A tanulmány célja, hogy a magyar sertéshúspiac vizsgálatán keresztül hozzájáruljon az átmeneti gazdaságok agrárpiaci működésének jobb megértéséhez. Megvizsgál-juk, hogyan alakul a kereskedelmi árrés, illetve ártranszmisszió dinamikája a hazai ser-téshúspiacon. A cikk felépítése a következő. Először röviden bemutatjuk a magyar ser-téshúspiac alakulását az elmúlt évtizedben. Majd a kereskedelmi árrés és aszimmetrikus ártranszmisszió elméletét tekintjük át. Az alkalmazott módszertan tárgyalását és a fel-használt adatok bemutatását az empirikus elemzés követi. Végezetül pedig összefoglalás-sal és a konklúziók levonásával zárjuk a tanulmányt.

### A magyar sertéshússzektor

A közép-kelet-európai országok mezőgazdaságai között a magyar mezőgazdaságot ha-gyományosan sikertörténetként emlegették. A kilencvenes évek politikai és gazdasági változásai azonban erőteljesen hatottak az egész mezőgazdaságra, benne a sertésszektor-ra is. Az 1990 szeptemberében számon tartott 9,5 millió sertés, 1994 decemberére 4,3 millióra csökkent, és azóta is a sertésállomány 5 millió állat körül mozog. A magyar sertésszektor fontos jellemzője a kisméretű gazdaságok nagy száma. Már a privatizáció előtt az állomány 50 százalékát kisgazdaságok nevelték, és ez az arány napjainkig fenn-maradt. A kisgazdaságok egy része nem is végez kereskedelmi tevékenységet, hanem csak saját fogyasztásra termel. Nagyrésztük azonban értékesíti a sertéseket, ezáltal egy kétlépcsős – kereskedelmi és családi farmból álló hústermelő – rendszert alkotnak. A ma-gyar élelmiszeripar sok kicsi, nem túl hatékony cégből áll, ami torzított piaci struktúrára utal. A kilencvenes évek közepén a sertéstermelés nagymértékű csökkenése alapanyaghi-ányt okozott, ezáltal pedig sok nagyméretű, korábban hatékony feldolgozóüzem hirtelen kihasználatlan kapacitásokkal szembesült. A monopolisztikus piacstruktúrájú élelmiszer-ipari szektorokat (cukor, növényi olaj, dohány, üdítőitalok, keményítő) – a külföldi működőtőke nagyfokú – érdeklődése következtében már a kilencvenes évek elején priva-tizálták, most tőkénk 70 százaléka külföldi tulajdonban van (*Jansik* [2000]). A húsfel-dolgozó ipar a magyar élelmiszeripar legnagyobb szektora, az összes kibocsátás 18 szá-zalékát adja (*Jansik* [2000] 99 o.). Ennek ellenére a húsfeldolgozó ipar privatizálása későn, csak a kilencvenes évek közepén kezdődött, mérsékelt külföldi érdeklődés mel-lett. Most 40 százalékra tehető a külföldi tőke aránya a húsfeldolgozó iparban. Ezáltal, a szükséges koncentrációs folyamat késve indult el, a négy legnagyobb cég piaci részese-dése 34,1 százalék volt 1996-ban, és 46,1 százalék 1998-ban. A gyakran kiszámíthatat-lan kormányzati beavatkozás tovább fokozta a piac előreláthatatlanságát. A sertésterme-lők által élvezett termelői támogatási egyenérték (*producer support equivalent, PSE*) az 1996-ban regisztrált –37,2 százalék, valamint az 1998-ban regisztrált 22,6 százalék kö-zött, míg a feldolgozóipar támogatása az 1998. évi –20,3 százalék és az 1994. évi 10,6 százalék között mozgott (*Guba* [2001]).

## Árrés és ártranszmisszió

### Elméleti háttér

Legegyszerűbb formájában a kereskedelmi árrés a kiskereskedelmi és a termelői árak különbsége. Általában a szállítási, feldolgozási, tartósítási, nagykereskedelmi, kiskereskedelmi, reklámozási stb. költségeket foglalja magában. Formálisan a kiskereskedelmi és a termelői ár közötti kapcsolatot a következőképpen írhatjuk le:

$$P^R = P^P + M, \quad (1)$$

ahol  $P^R$  a kiskereskedelmi,  $P^P$  a termelői ár,  $M$  pedig a kereskedelmi árrés.  $M$  egy abszolút mennyiségre, valamint a kiskereskedelmi ár haszonkulcsának (*mark-up*) százalékos értékére bontható:

$$M = a + bP^R, \quad \text{ahol } a \geq 0 \text{ és } 0 \leq b < 1. \quad (2)$$

Egy versenyzői piacon  $b = 0$ , ezért  $M$  kereskedelmi árrés csupán a határkölséget képviselő  $a$  konstansból áll. Ha ellenben a piac struktúra monopolisztikus, akkor a feldolgozók és kiskereskedők megpróbálják a kereskedelmi árrést a fogyasztói ár  $b$  százalékkal, ahol  $0 < b < 1$ , a határkölség fölé tolni. A (2) egyenletet az (1) egyenletbe helyettesítve kapjuk:

$$P^R = a + bP^R + P^P, \quad (3)$$

$$P^R = \frac{1}{1-b} a + \frac{1}{1-b} P^P. \quad (4)$$

Ha tökéletes verseny van a piacon, akkor  $b = 0$ , és a (4) egyenlet a következőképpen egyszerűsödik  $P^R = a + P^P$ , és így  $M = a$  lesz.

Jól ismert hipotézis, hogy az árnövekedésre adott válaszok különböznek az árcsökkenésekre adott válaszoktól. Pontosabban, a kiskereskedők hamarabb és teljesebben hátrítják át a fogyasztókra az árnövekedést, mint az árcsökkenést. Az aszimmetrikus ártranszmisszióknak több elméleti magyarázata is van. Először, aszimmetria léphet fel, amikor a cégek hasznot húznak a gyorsan változó árakból. *Miller–Hayenga* [2001] ezt a *keresési költségek* elméletével magyarázza. Ezek a tökéletlen versennyel jellemezhető helyi piacokon jelennek meg, ahol a kiskereskedők kihasználják a piaci erejüket. Bár a vásárlóknak véges számú választási lehetőségük van, a keresési költségek miatt nehézségekbe ütközik más versengő üzletek árinformációjának a gyors beszerzése. A cégek ezért büntetlenül és gyorsan megemelik a fogyasztói árakat, amikor a termelői árak növekednek, és csak lassabban csökkentik a fogyasztói árakat, amikor a termelői árak esnek. Az aszimmetrikus ártranszmisszió második magyarázata a *romlandó termékek problémáján* (*Ward* [1982]) alapul. A romlandó termékeket forgalmazó kiskereskedők kevésbé hajlamosak arra, hogy a termelőiár-növekedéseket áthárítsák a fogyasztókra. Ennek oka, hogy az árak növelésével csökkenhet a kereslet, ami végső soron a termékek megromlásához vezethet. Harmadszor, a kiigazítási, avagy *menüköltségek* (*Goodwin–Holt* [1999]) okozhatnak ártranszmissziós aszimmetriát. Minden újraárazással, valamint az új árstratégia életbeléptetésével kapcsolatos költséget menüköltségnek tekintünk. A romlandó termékek problémájához hasonlóan a menüköltségek is a kiskereskedők áremelése ellen működik. Végül, az *oligopolisztikus erő gyakorlása* is aszimmetrikus ártranszmisszióhoz vezet-

het. Ez a nagyon rugalmatlan kereslettel és koncentrált kínálatlal jellemezhető piacokon jelenik meg. Ugyanakkor meg kell említenünk, hogy az ilyen együttműködő viselkedést nehéz fenntartani, mivel hosszú távon a cégek nehezen állnak ellen az egymás kijátszásának kísértésének (Miller–Hayenga [2001] 554. o.).

### *Empirikus kutatások*

Nagyszámú empirikus kutatás foglalkozik az állattermék-piacok kereskedelmi árrésével és ártranszmissziójának problémájával. Cramon-Taubadel [1998] aszimmetrikus ártranszmissziót talál a német sertéshúspiacon. Dawson–Tiffin [2000] a termelői és fogyasztói árak közötti hosszú távú kapcsolatot elemzi az Egyesült Királyság báránypiacán, valamint az ársorozatok szezonális és strukturális törési tulajdonságait vizsgálja. Eredményeik szerint a Granger-oktság a fogyasztói szintről a termelői szint felé mutat, ami arra utal, hogy a báránypiaci árakat a fogyasztói piac határozza meg. Goodwin–Holt [1999], Goodwin–Harper [2000], valamint Ben-Kaabia–Gil–Boshnjaku [2002] az Egyesült Államok szarvasmarhaszektorának, az Egyesült Államok sertésszektorának és a spanyol báránypiac ártranszmisszióját vizsgálják küszöb-autoregresszív modellel (*Threshold Autoregressive Model, TAR*). Goodwin–Holt [1999] tanulmány úgy találja, hogy a termelői piacok igazodnak a nagykereskedelmi szintről érkező sokkokhoz, míg a kiskereskedelmi szint sokkjai nagyrészt a piacon belül maradnak, nem terjednek lefelé a marketingláncon. Goodwin–Harper [2000] sertéspiacról szóló tanulmány egyirányú árinformáció-folyamatot állapít meg a termelői szinttől a nagykereskedelmi és fogyasztói szint felé. A termelői piacok igazodnak a nagybani piaci szint sokkjaihoz, de a fogyasztói piacon bekövetkezett sokkok nem terjednek tovább a nagykereskedelmi vagy termelői szintre. Ben-Kaabia–Gil–Boshnjaku [2002] szimmetrikus ártranszmissziót, valamint hosszú távon tökéletes transzmissziót talál, ahol a rendszerben a kínálat vagy kereslet sokkjai azonnal és teljes mértékben továbbterjednek.

Abdulai [2002] momentum-küszöb-autoregresszív modellt (M-TAR) alkalmaz a svájci sertéspiac ártranszmissziójának a tanulmányozására. A svájci sertéspiacon a termelői és kiskereskedelmi szint közötti ártranszmisszió aszimmetrikus, vagyis az árrést csökkentő termelőiár-növekedések hamarabb továbbterjednek a rendszerben, mint az árrést tágító termelői árcsökkenések. Miller–Hayenga [2001] az Egyesült Államok sertéspiacán az aszimmetrikus ártranszmissziót az árciklusokkal kapcsolatban vizsgálja, és arra a következtetésre jut, hogy a nagybani árak az összes különböző frekvenciájú ciklusban aszimmetrikusan igazodnak a termelői árak változásaihoz. Bojnec [2002] a szlovén sertés- és marhahúspiacok árképzését vizsgálva, a termelői árakat hosszú távon mindkét piacon gyengén exogénnek találta. Haszonkulcsos (*mark-up*) árképzés jellemzi a marhahúspiacot és versenyzői árképzés a sertéshúspiacot. Rezišis [2003] az általánosított autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás (*autoregressive conditional heteroskedasticity, GARCH*) modell segítségével tanulmányozza a görög sertéshús-, marhahús-, báránhús-, baromfi-húspiacokon az okság, az ártranszmisszió, valamint az egyik piacon megnyilvánuló instabilitás többi piacra való hatását. Eredményei arra utalnak, hogy a különböző piacszintek között visszacsatolás van, és az összes hústermék esetében alátámasztják azt az összefüggést, hogy a termelői és fogyasztói szintek között nem tökéletes az ártranszmisszió. Összefoglalva, a legtöbb tanulmány aszimmetrikus ártranszmissziót talál az állati termékek piacain, és jellemzően a termelői szintről a feldolgozó/nagykereskedelmi, majd a fogyasztói szint irányába tartó egyirányú árinformáció-folyamatot állapítanak meg.

### Módszertan

Nelson–Plosser [1982] meghatározó fontosságú tanulmánya óta tudjuk, hogy a legtöbb makroökonómiai sorozat időben nem stacionárius, vagyis egységgyököt tartalmaz. (Gyengén) stacionáriusnak nevezünk egy idősort, ha várható értéke és varianciája konstans, autokovarianciája pedig csak a megfigyelések távolságától és nem az időpontjától függ (Darvas [2004]). Egy nem stacionárius idősor esetében tehát az idősorok várható értéke és/vagy varianciája időben nem állandó. Több nem stacionárius és nem kointegrált idősor esetben a klasszikus legkisebb négyzetek módszerére alapozott regresszió alkalmazása, valamint a standard statisztikai próbák torzított becslésekhez és/vagy értelmetlen regresszióhoz vezetnek.

Bár az önálló idősorok sztochasztikus trendeket tartalmazhatnak (vagyis szintén nem stacionáriusok), több sorozat is együtt mozoghat hosszú távon, egy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létét sugallva. Két vagy több nem stacionárius változót kointegrálnak tekintünk, ha létezik legalább egy lineáris kombinációja a változóknak, amelyik stacionárius. Ez azt jelenti, hogy az önálló változók sztochasztikus trendjei között kapcsolat van, és ezek együtt mozognak egy hosszú távú közös egyensúlyi pont felé.

#### Egységgyökpróbák

Tekintsünk egy tetszőleges elsőrendű autoregresszív folyamatot [AR(1)]:

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad t = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots, \text{ ahol } e_t \text{ fehér zaj.} \quad (5)$$

A folyamatot stacionáriusnak tekintjük, ha  $|\rho| < 1$ . A stacionaritás próbája ekvivalens az egységgyökpróbával, vagyis, hogy  $(\rho = 1)$ . Az (5) egyenletet átírva:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t, \quad \text{ ahol } \delta = 1 - \rho. \quad (6)$$

A próba a következő nullhipotézisre alapul:

A  $H_0$ :  $\delta = 0$  nullhipotézist ellenőrizzük az  $H_1$ :  $\delta < 0$  alternatív hipotézis ellenében.

Maddala–Kim [1998] a leggyakrabban alkalmazott bővített Dickey–Fuller-egységgyökpróbákkal kapcsolatos méret- és próbaerő-problémák, valamint kedvezőtlen kismintás tulajdonságai miatt az Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróba alkalmazását ajánlja (Elliott–Rothenberg–Stock [1998]). A DF–GLS-próba, az  $a_0 = 0$  nullhipotézist vizsgálja a (7) regresszióban:

$$\Delta y_t^d = a_0 y_{t-1}^d + a_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + a_p \Delta y_{t-p}^d + e_t, \quad (7)$$

ahol  $y_t^d$  a helyileg trendtől mentesített  $y_t$  idősor, amely attól függ, hogy a vizsgált modellbe konstans vagy trendet illesztünk be. Egy lineáris trendet tartalmazó modell esetében a (8) képlet segítségével kapjuk meg az  $y_t^d$  trendhatástól mentesített sorozatot:

$$y_t^d = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 t, \quad (8)$$

ahol a  $\hat{\beta}_0$ -t és  $\hat{\beta}_1$ -t úgy kapjuk meg, hogy az alábbi  $\bar{y}$ -t regresszáljuk  $\bar{z}$ -n:

$$\bar{y} = [y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)y_T] \quad (9)$$

$$\bar{z} = [z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)z_T]. \quad (10)$$

Elliott–Rothenberg–Stock [1998] érvelése szerint, ha a (11) és a (12) egyenletekben  $\bar{c} = -7$  rögzített értéket használjuk a konstans tartalmazó modellben, és  $\bar{c} = -13,5$  értéket a lineáristrend-modellben, akkor a próba ereje optimális lesz:

$$z_t = (1, t)' \quad (11)$$

$$\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T}. \quad (12)$$

### Kointegrációvizsgálat

A két leggyakrabban alkalmazott kointegrációs próba az Engle–Granger-féle kétlépcsős módszer (Engle–Granger [1987]), valamint a Johansen-féle többváltozós eljárás (Johansen [1988]). Engle és Granger a kointegrációs kapcsolat maradéktagjainak a stacionaritás vizsgálatára alapozzák próbájukat. Először egy klasszikus OLS regresszióval becsüljük a hosszú távú kapcsolatot, majd az innen származó maradéktagokat egységgyökpróbáknak vetjük alá. Ha a nem stacionaritás nullhipotézis elutasítható, akkor a változókat kointegráltaknak tekintjük.

A Johansen-próba előnye, hogy több mint egy kointegrációs kapcsolatot (vektort) is képes kezelni, valamint hogy a hosszú távú egyensúlyi ponthoz való igazodási sebesség vektora könnyen kiszámolható. Az eljárás a többváltozós autoregresszív környezetbe ágyazott maximum likelihood (ML) módszer, ahol fehérzaj-maradéktagok eléréséhez szükséges számú késleltetést veszünk be a modellbe. A próba során a (13) egyenlethez hasonló vektor-hibakorrekciós modellt (*vector error correction model*, *VECM*) becsülünk:

$$\Delta Z_t = \tilde{\mathbf{A}}_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \tilde{\mathbf{A}}_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \mathbf{D} Z_{t-k} + \mathbf{0} \mathbf{D} + \mathbf{u}_t, \quad (13)$$

ahol  $Z_t = [P_t^R, P_t^P]'$ , egy  $(2 \times 1)$ , a két I(1) termelői és fogyasztói árakat tartalmazó vektor,  $\tilde{\mathbf{A}}_1, \dots, \tilde{\mathbf{A}}_{k-1}$  a rövid távú paramétereket tartalmazó  $(2 \times 2)$  vektorok,  $\mathbf{D}$  a hosszú távú paramétereket tartalmazó  $(2 \times 2)$  mátrix,  $\mathbf{0}$  egy  $(2 \times 11)$  paramétermátrix,  $\mathbf{D}$  11 szezonális dummy változó, és  $\mathbf{u}_t$  a fehér zaj sztochasztikus komponense.

$\mathbf{D} = \hat{\mathbf{a}}\hat{\mathbf{a}}'$ , ahol az  $\hat{\mathbf{a}}$  mátrix az egyensúlyi állapothoz való igazodás sebességét méri, és  $\hat{\mathbf{a}}$  mátrix a változók között létező maximum  $(n - 1)$  kointegrációs kapcsolatot tartalmazza. A konstansról és a lineáris trendről függően, a (13) egyenletből különböző modelleket lehet alkotni. Harris [1995] a reális eseteket M2, M3, M4 modelleknek jelöli, és a következőképpen határozza meg. M2: a konstans a kointegrációs térre korlátozott – jelen tanulmányban ez a marketing és feldolgozói árrés konstansának az abszolút értékét jelölheti (Bojnec [2002]); M3: 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, hogy a fenti modellek közül melyik a helyes, a Pantula-elvet (Harris [1995]) alkalmazhatjuk, hogy egyszerre ellenőrizzük a helyes modellspecifikációt, valamint a kointegráció rangját.

A VECM modellben a késleltetés hosszát az Akaike-féle információs kritérium (AIC) és a Schwarz-féle bayesi kritériumok (SBC) segítségével választjuk ki, majd a nyom- és  $\lambda_{\max}$  (maximális sajátérték) próbákkal vizsgáljuk a kointegráció rangját.

## Okság és a kereskedelmi árrés természete

A (13) egyenlet becslése után gyenge exogenitási próbákat végezhetünk az  $\hat{\mathbf{a}}$  vektoron, valamint lineáris korlátozásokat vizsgálhatjuk a  $\hat{\mathbf{a}}$  vektoron. Az  $\hat{\mathbf{a}}$  vektor (*factor loading matrix*) elemei mérik a sebességet, amellyel a változók visszaigazodnak a hosszú távú egyensúlyhoz, ha egy ársokk bekövetkezik. A gyenge exogenitás próbája ekvivalens az  $\hat{\mathbf{a}}$  csak nullás értéket tartalmazó sorainak számának a megállapításával. A gyengén exogén változónak megfelelő sora az  $\hat{\mathbf{a}}$  vektornak egyenlő nullával.

Hogy a változók közötti Granger-okság irányát megállapítsuk, korlátozásokat tesztlünk az  $\hat{\mathbf{a}}$  vektorokon. A piac versenyzői jellegét strukturális próbákkal ellenőrizhetjük. Egy piacot kompetitívnek tekintünk, ha a termelői és fogyasztói árakat csupán egy abszolút konstans kereskedelmi árrés köti össze. A próba során az árváltozók együtthatóinak a következő korlátozását (homogenitás restriktció) tesztljük:

$$H_0: \beta_{PR} = -\beta_{PP}.$$

Egy likelihoodarány-próbát alkalmazunk a korlátozás teszteléséhez.

## Aszimmetrikus hibakorrekciós modellezés

A legtöbb ártranszmisszióval foglalkozó tanulmány Ward [1982] és két korábbi kutatás, Wolffram [1971], valamint Houck [1977] tanulmányokra alapozott modellspecifikációját alkalmazza:

$$\Delta P_t^R = a + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta P_{t-j+1}^P) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta P_{t-j+1}^P) + \gamma_t. \quad (14)$$

A (12) egyenletben a termelői ár első különbségeit két  $D^-$  és  $D^+$  dummy változóval növekvő, illetve csökkenő szakaszokra bontjuk. Az esetleges aszimmetriát standard  $F$ -próbával vizsgáljuk, hogy megállapítsuk, van-e statisztikailag szignifikáns különbség a  $\beta_j^+$  és  $\beta_j^-$  együtthatók között.

A Wolffram–Houck-típusú eljárások hibája, hogy nem helyeznek kellő hangsúlyt az adatok idősor-tulajdonságaira, így sok közülük sorosan autokorrelált, ami általában az értelmetlen regresszió egyik jele.

A kointegrációs módszerek fejlődésével a kutatók megpróbálták az új módszertanba ágyazni az aszimmetriakutatásokat. Cramon–Taubadel [1998] bebizonyította, hogy a Wolffram–Houck-típusú modellspecifikáció alapvetően inkonzisztens a kointegrációval, ezért a (14) helyett a (15) egyenletben leírt hibakorrekciós modell használatát ajánlotta:

$$\begin{aligned} \Delta P_t^R = a + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta P_{t-j+1}^P) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta P_{t-j+1}^P) + \varphi^+ ECT_{t-1}^+ + \varphi^- ECT_{t-1}^- + \\ + \Delta P_{t-1}^R + \Delta P_{t-2}^R + \dots + \Delta P_{t-p}^R + \gamma_t. \end{aligned} \quad (15)$$

$ECT_{t-1}^+$  és  $ECT_{t-1}^-$  a (14) hosszú távú (kointegrációs) egyenletből származó hibakorrekciós tagok pozitív és negatív szakaszokra szegmentált változatai:

$$ECT_{t-1}^- = \mu_{t-1} = P_{t-1}^R - \lambda_0 - \lambda_1 P_{t-1}^P; \quad \lambda_0 \text{ és } \lambda_1 \text{ együtthatók} \quad (16)$$

és

$$ECT_{t-1}^+ = ECT_{t-1}^+ + ECT_{t-1}^-. \quad (17)$$

Egy, a (15) egyenletben meghatározott VECM modell segítségével, standard próbák-

kal mind a rövid távú, mind a hosszú távú szimmetriára vonatkozó nullhipotézisek ellenőrizhetők. Érvényes statisztikai elemzéshez az szükséges, hogy az egyik ár mind rövid, mind hosszú távon gyengén exogén legyen a (15) egyenlet paramétereire viszonyítva. A hosszú távú exogenitás próbáját az igazodási sebesség  $\hat{\alpha}$  vektorának tárgyalásakor bemutattuk. A rövid távú exogenitás próbáját *Boswijk–Urbain* [1997] által javasolt módszerrel végezzük. A módszer a következő lépésekből áll: először a (18) egyenlethez hasonló marginális modellt becsüljük, majd az egyenlet elmentett  $\hat{v}_t$  illetett maradéktagjaival változó-hozzáadási próbát végzünk a (15) egyenleten:

$$\Delta P_t^P = \psi_0 + \psi_1(L)\Delta P_{t-1}^R + \psi_2(L)\Delta P_{t-1}^R + v_t. \quad (18)$$

A VECM modellezéshez szükséges exogenitási feltételeket *Cramon-Taubadel* [1998] részletesen tárgyalja.

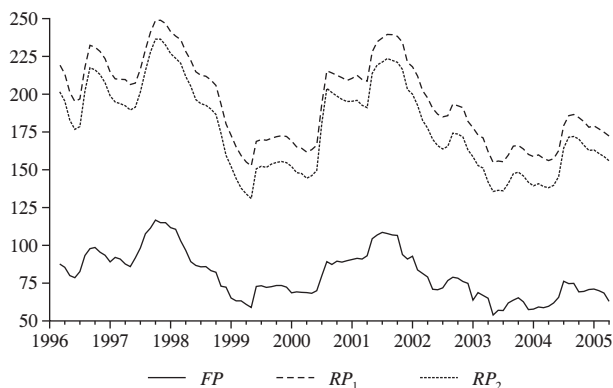
### Adatok és eredmények

Havi adatokat – összesen 112 megfigyelésből álló (1996 január és 2005 április közötti) termelői és fogyasztói árakat – használtunk az elemzéshez. Az *FP* termelői ár az élő vágóhídi sertés felvásárlási ára, forint/kilogrammban. Az összes adat a Központi Statisztikai Hivatal fogyasztói árstatisztikai osztályáról származik. Súlyozással két fogyasztóiársorozatot:  $RP_1$  és  $RP_2$  alkottunk a statisztikákban rendelkezésre álló különböző sertéshúsárakból.<sup>1</sup> Az összes áradatot defláltuk a havi magyar fogyasztói árindexszel. Változók közötti kointegrációs kapcsolat tanulmányozásakor általános a logaritmus-specifikáció alkalmazása, mivel a trendadatok használatával a relatív hiba időben csökken (*Dawson–Tiffin* [2000]). Ezenkívül, a logaritmusban kifejezett árak esetén az árrésmodellből közvetlenül megállapítható a két ár közötti hosszú távú rugalmasság. Ezért elemzésünkben az áradatok természetes alapú logaritmusát használjuk.

A felvásárlói és a sertéshúsárakat reálértéken az *1. ábrán* mutatjuk be.

1. ábra

Havi termelői és fogyasztói reálárak (forint/kilogramm)



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

<sup>1</sup>  $RP_1 = 0,45 \times \text{csontos hús} + 0,40 \times \text{csont nélküli hús} + 0,05 \times \text{gépsonka} + 0,05 \times \text{szárazkolbász} + 0,05 \times \text{párizsi és lecsókolbász}$ .

$RP_2 = (\text{rövidkaraj szűzpecsenyével, csontos} + \text{sertésstarja, csontos} + \text{sertéscomb csont és csülök nélkül} + \text{oldalal, csontos})/4$ .



## Stacionaritás- és integrációpróbák

Az empirikus elemzést a termelői és fogyasztói árak egységgyökpróbájával kezdjük. Az DF–GLS próbát használjuk, az eredmények az 1. táblázat első három sorában található. A táblázat második felébe az ársorozatok első differenciáira vonatkozó egységgyökpróba eredményei kerültek. A próbák azt mutatják, hogy minden sorozat tartalmaz egységgyököt konstans és/vagy trendspecifikációval, kivéve a termelőiár-sorozat, amely trendstacionáriusnak tűnik 5 százalékos szignifikanciaszinten. Az idősorok első differenciáit vizsgálva, az egységgyök-nullhipotézist az összes sorozat esetében elutasítjuk. Ezért úgy döntünk, hogy mindhárom sorozat elsőrendűen integrált.

1. táblázat  
DF–GLS egységgyökpróba eredményei

Változó	Specifikáció	Késleltetés	Próbastatisztika
$\ln FP$	konstans	12	-0,976
	konstans és trend	12	-3,286
$\ln RP_1$	konstans	3	-0,898
	konstans és trend	3	-2,843
$\ln RP_2$	konstans	3	-1,022
	konstans és trend	3	-2,891
$\Delta \ln FP$	konstans	1	-7,628
	konstans és trend	2	-8,166
$\Delta \ln RP_1$	konstans	2	-5,529
	konstans és trend	2	-5,784
$\Delta \ln RP_2$	konstans	2	-5,717
	konstans és trend	2	-5,882

A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal – 1,614 (-1,943), konstanssal, és trenddel pedig -2,728 (-3,018). A késleltetést az Akaike-féle információs kritérium (AIC) kritérium határozta meg.

A következő lépés a kointegrációs elemzés, amelynek során mindkét árpár között egy kointegrációs vektort találunk. A kointegrációs elemzés eredményeit a 2. és 3. táblázatban mutatjuk be.

2. táblázat  
Kointegrációs elemzés

Modell	Késleltetés	$H_0$	Nyompróba		$\lambda_{\max}$ (maximális sajátérték) próba	
			statisztika	95 százalékos szignifikanciaszint	statisztika	95 százalékos szignifikanciaszint
$\ln FP - \ln RP_1$	2	$r = 0$	24,44	20,26	17,81	15,89
	2	$r \leq 1$	6,63	9,16	6,63	9,16
$\ln FP - \ln RP_2$	2	$r = 0$	22,63	20,26	17,01	15,89
	2	$r \leq 1$	5,62	9,16	5,62	9,16

A késleltetést az Akaike-féle információs kritérium (AIC) határozta meg.

3. táblázat  
Normalizált kointegrációs vektorok

Modell	$\ln RP_1$	$\ln RP_2$	$\ln FP$	Konstans
$\ln FP - \ln RP_1$	1,00	–	–0,710 (–18,857)	–2,152 (–13,01)
$\ln FP - \ln RP_2$	–	1,00	–0,795 (–18,339)	–1,688 (–8,876)

Zárójelben a  $t$ -statisztikák.

Amint vártuk, a nyom- és  $\lambda_{\max}$  (maximális sajátérték) próbák egy kointegrációs vektort találtak, és nincs autokorreláció a maradéktagokban (4. táblázat és 2. ábra). A termelői ár–fogyasztói ár kapcsolatot a következőképpen írhatjuk fel:

$$\ln RP_1 = 2,152 + 0,71 \ln FP \quad (19)$$

$$\ln RP_2 = 1,688 + 0,795 \ln FP \quad (20)$$

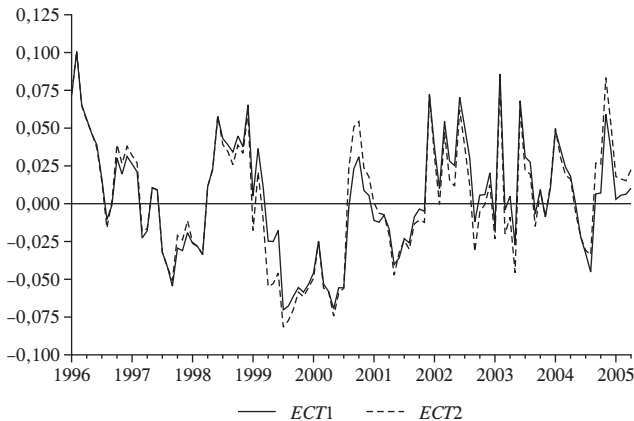
Ebben a pontban az eredmények azt mutatják, hogy a sertéshússzektor kereskedelmi árrése egy abszolút értékből, valamint a fogyasztói ár egy százalékából (haszonkulcs) áll.

4. táblázat  
Reziduumprobák ( $p$ -értékek)

Modell	Ljung–Box (27)	LM(1)	LM(4)	Normalitás
$\ln FP - \ln RP_1$	0,31	0,38	0,57	0,00*
$\ln FP - \ln RP_2$	0,34	0,59	0,59	0,00*

\* Nem normális eloszlás – „azt jelenti, hogy az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb eloszláscsoportra is igazak” (Cramon-Taubadel [1998]).

2. ábra  
ECT1 és ECT2 kointegrációs maradéktagok



Forrás: Saját számítások KSH adatok alapján.

## Az exogenitás és a kereskedelmi árés elemzése

Az alkalmazkodási sebesség (*factor loading*) vektorának elemei (5. táblázat) mérik azt a sebességet, amellyel a modellekben szereplő változók egy sokk után visszatérnek a hosszú távú egyensúlyi pályájukra. Ahogyan vártuk, az összes  $\alpha$  paraméter negatív előjelű, és a fogyasztói árhoz tartozók nagyobbak (abszolút értékben), mint a termelői árhoz kapcsolódók. Ebből arra következtetünk, hogy a fogyasztói árak sokkal intenzívebben reagálnak a váratlan sokkokra, mint a termelői árak. Egyik termelői árhoz kapcsolódó  $\alpha$  érték sem volt statisztikailag szignifikáns.

5. táblázat  
Alkalmazkodási sebesség ( $\alpha$ )

Modell	Változó	$\alpha$	t-próba
$\ln FP - \ln RP_1$	$\ln RP_1$	-0,303	-3,498
	$\ln FP$	-0,190	-1,106
$\ln FP - \ln RP_2$	$\ln RP_2$	-0,338	-3,585
	$\ln FP$	-0,209	-1,376

A 6. táblázatban a gyenge exogenitás próbái a termelői árat ( $\ln FP$ ) hosszú távon mindkét modellben exogénnek mutatják, ezek szerint a fogyasztói árak reagálnak a termelői árak változásaira, és nem fordítva. Az árváltozások oka elsősorban a farmszinten megnyilvánuló tényezőkben kereshető, mivel csak a fogyasztói árak válaszolnak a rendszer hosszú távú egyensúlyi helyzetétől való eltérésekre. Az 6. táblázat eredményei alapján egy egyirányú, termelői ártól fogyasztói árak felé mutató hosszú távú Granger-okságot állapítottunk meg.

6. táblázat  
A gyenge exogenitás próbái

Modell	Változó	Exogenitási próba	Likelihood-arány próba	p-érték
$\ln FP - \ln RP_1$	$\ln RP_1$	$\alpha_{\ln RP_1} = 0$	$\chi^2(1) = 7,556$	0,005
	$\ln FP$	$\alpha_{\ln FP} = 0$	$\chi^2(1) = 0,806$	0,369
$\ln FP - \ln RP_2$	$\ln RP_2$	$\alpha_{\ln RP_2} = 0$	$\chi^2(1) = 8,417$	0,003
	$\ln FP$	$\alpha_{\ln FP} = 0$	$\chi^2(1) = 1,320$	0,25

A modellek statisztikai tulajdonságai javulnak, ha parciális modellként újrabecsüljük őket úgy, hogy a termelői árak gyengén exogén változóként szerepeljenek. A 7. táblázat a fogyasztói árakra normalizált újrabecsült kointegrációs modelleket, valamint egyes, a maradéktagokon végzett diagnosztikai próbák eredményeit tartalmazza.

Az előbbieket alapján a hosszú távú termelői és fogyasztói árak közötti kapcsolat 1996 január és 2005 április között a következő lesz:

$$\ln RP_1 = 2,04 + 0,736 \ln FP \quad (21)$$

$$\ln RP_2 = 1,537 + 0,83 \ln FP \quad (22)$$

A strukturális próbák eredményeit a 8. táblázatban mutatjuk be.

7. táblázat  
Újrabeült modellek

Modell	$\ln RP_1$	$\ln RP_2$	$\ln FP$	Konstans	Ljung-Box (27) $p$ -érték	LM(1) $p$ -érték	LM(4) $p$ -érték
$\ln FP - \ln RP_1$	1,00	-	-0,736 (-19,43)	-2,04 (-12,26)	0,31	0,36	0,56
$\ln FP - \ln RP_2$	-	1,00	-0,830 (-19,15)	-1,537 (-8,085)	0,33	0,52	0,53

Zárójelben a  $t$ -statisztikák.

8. táblázat  
Strukturális próbák – korlátozások a  $\beta$  vektorokon

Modell	Próba	$\ln RP_1$	$\ln RP_2$	$\ln FP$	Konstans	$p$ -érték
$\ln FP - \ln RP_1$	$\beta_{\ln RP_1} = -\beta_{\ln FP}$	-1	-	1	-0,881	0,001
$\ln FP - \ln RP_2$	$\beta_{\ln RP_2} = -\beta_{\ln FP}$	-	-1	1	-0,792	0,008

Azt a nullhipotézist, hogy az árazás a magyar sertéshúspiacon kompetitív, el kell utasítanunk. Ez azt jelenti, hogy a sertéshúspiacon a kereskedelmi árrés egy abszolút konstansból, valamint egy haszonkulcsrészből áll. A logaritmusban kifejezett árak esetében a (21) és (22) árrésmodellekből közvetlenül megállapítható a mindkét árpár közötti hosszú távú rugalmasság. Így a nem tökéletes transzmisszió hosszú távú transzmissziós rugalmassága  $\varepsilon_{\ln RP_1} = 0,736$  valamint  $\varepsilon_{\ln RP_2} = 0,83$  lesz.

### Ártranszmisszió-elemzés

A (21) és (22) egyenletek maradéktagjait pozitív és negatív szakaszokra osztottuk. A termelői árak első differenciáit szintén pozitív és negatív szakaszokra bontottuk a következő új változókat alkotva:  $\Delta \ln FPM$ ,  $\Delta \ln FPP$ . Az átalakított (15) egyenletet először négy késleltetéssel becsültük, majd fokozatosan a nem szignifikáns késleltetéseket kihagyva, takarékosabb modelleket becsültünk. A (18) marginális egyenletet (amelyeket itt nem közlünk) szintén becsültük, majd az illesztett  $\hat{v}_t$  maradéktagokat elmentettük. A 9. és 10. táblázat a regressziós eredményeket, a szimmetriapróbákat, valamint a diagnosztikai és specifikációs próbákat mutatja be. Mindkét modell jól specifikált, nincsenek 1, 4, illetve 12-ed rendű autokorrelációra utaló nyomok. A Ljung-Box-féle  $Q$ -próba nem utasítja el azt a nullhipotézist, hogy „nincs autokorreláció az első 27 maradéktag között”. Ellenben a White-próba eredményei alapján heteroszkedaszticitásra következtetünk, ezért heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákat közlünk. A maradéktagok nem normális eloszlásúak, ezért az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb csoportra is igazak (Cramon-Taubadel [1998]). A változó-hozzáadási próbák azt mutatják, hogy a marginális egyenletek maradéktagjai nem szignifikánsak a modellekben, ezért azt a nullhipotézist, hogy a fogyasztói árak a rövid távú változókhoz képest is gyengén exogének, nem utasíthatjuk el. A hibakorrekciós tagok ( $ECTM$  és  $ECTP$ ) megfelelő (negatív) előjelűek, és az  $ECTP$  nagyobb változást indukál a fogyasztói árban, mint az  $ECTM$ . A hosszú távú szimmetriát vizsgáló  $F$ -

próba nem utasítja el a szimmetriára vonatkozó nullhipotézist (rendre  $p = 0,4$  és  $p = 0,414$ ), hosszú távú szimmetrikus ártranszmissziót állapítva meg. Ezek után a rövid távú szimmetriát vizsgáltuk egy  $F$ -próbával, és a 10 százalékos szignifikanciaszinten a szimmetriára vonatkozó nullhipotézist ebben az esetben sem utasíthatuk el (rendre  $p = 0,089$  és  $p = 0,136$ ).

## 9. táblázat

Szimmetriapróbák:  $\ln FP - \ln RP_1$  modell, a függő változó  $\Delta \ln RP_1$ 

Független változók	Együtthatók	Standard hiba*	Szignifikancia ( $p$ -érték)
$\Delta \ln RP_{1t-2}$	0,107	0,069	0,124
$\Delta \ln FPM_t$	0,174	0,03	0,000
$\Delta \ln FPM_{t-1}$	0,32	0,052	0,000
$\Delta \ln FPP_t$	0,634	0,063	0,000
$\Delta \ln FPP_{t-1}$	0,168	0,063	0,009
$\Delta \ln FPP_{t-2}$	-0,168	0,069	0,017
$ECT1P_{t-1}$	-0,235	0,059	0,000
$ECT1M_{t-1}$	-0,15	0,069	0,032
	Specifikációs és diagnosztikai próbák		szignifikancia ( $p$ -érték)
	próba	próbastatisztika	
Bővített $R^2$	kkééppleett	0,848	-
Autokorreláció	LM(1)	$F(1, 100) = 0,1$	0,751
	LM(4)	$F(4, 94) = 0,073$	0,99
	LM(12)	$F(12, 78) = 0,404$	0,957
	Ljung-Box $Q$ -próba	$Q(27) = 23,574$	0,653
Normalitás	Jarque-Bera	$\chi^2(2) = 13,079$	0,001
Heteroszkedaszticitás	White	$\chi^2(16) = 27,698$	0,034
Függvényforma	RESET	$F(1, 102) = 3,164$	0,078
Változó-hozzáadási próba (a marginális modell maradéktagjai)	Wald	$F(1, 102) = 0,319$	0,573
Aszimmetriapróbák			
Hosszú távú szimmetria	Wald	$F(1, 103) = 0,714$	0,4
Rövid távú szimmetria	Wald	$F(1, 104) = 2,931$	0,089

\* Heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibák.

## Következtetések

A tanulmány célja, hogy megvizsgálja, hogyan alakulnak ki a fogyasztói árak, illetve miként működik az ártranszmisszió egy átmeneti gazdaság állatiermék-piacán. A magyar sertéshúsipar két fogyasztói és egy termelői ára közötti hosszú távú kapcsolatot vizsgáltuk. A vertikális ártranszmissziót kointegrációs környezetben elemeztük a Johansen-féle maximum likelihood eljárás segítségével. Az eredmények azt mutatják, hogy a sertéshús magyarországi termelői és fogyasztói árai hosszú távon együtt mozognak, vagyis kointegráltak az 1996 január és 2005 április közötti időszakban. Az exogenitási próbák a termelői árakat gyengén exogénnek mutatták mind hosszú, mind rövid távon, és egy egyirányú, a termelői ártól a fogyasztói árak irányába mutató Granger-okságot állapít-

10. táblázat  
Szimmetriapróbák:  $\ln FP - \ln RP_2$  modell, a függő változó  $\ln RP_2$

Független változók	Együtthatók	Standard hiba*	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln RP_{2t-2}$	0,138	0,068	0,044
$\Delta \ln FPM_t$	0,2	0,035	0,000
$\Delta \ln FPM_{t-1}$	0,398	0,064	0,000
$\Delta \ln FPP_t$	0,801	0,073	0,000
$\Delta \ln FPP_{t-1}$	0,175	0,072	0,017
$\Delta \ln FPP_{t-2}$	-0,225	0,083	0,008
$ECT2P_{t-1}$	-0,233	0,061	0,000
$ECT2M_{t-1}$	-0,14	0,077	0,072
Specifikációs és diagnosztikai próbák			
	próba	próbastatisztika	szignifikancia (p-érték)
Bővített $R^2$	$\bar{R}^2$	0,857	-
Autokorreláció	LM(1)	$F(1, 100) = 0,119$	0,729
	LM(4)	$F(4, 94) = 0,185$	0,945
	LM(12)	$F(12, 78) = 0,447$	0,938
	Ljung-Box-féle Q-próba	$Q(27) = 23,417$	0,662
Normalitás	Jarque-Bera	$\chi^2(2) = 30,316$	0,000
Heteroszkedaszticitás	White	$\chi^2(16) = 25,876$	0,055
Függvényforma	RESET	$F(1, 102) = 2,398$	0,124
Változó-hozzáadási próba (a marginális modell maradéktagjai)	Wald	$F(1, 102) = 0,046$	0,829
Aszimmetriapróbák			
Hosszú távú szimmetria	Wald	$F(1, 103) = 0,667$	0,414
Rövid távú szimmetria	Wald	$F(1, 104) = 2,25$	0,136

\* Heteroszkedaszticitás-konzisztens hibák.

tottak meg. Ezek szerint az árak farmszinten határozódnak meg, majd továbbbővülnek a feldolgozó, illetve nagybani szinteken keresztül a fogyasztóknak.

Az előbbi oksági eredmények összhangban állnak a legtöbb állat és állati eredetű termék piacán végzett empirikus kutatásokkal (a teljesség igénye nélkül: *Cramon-Taubadel* [1998], *Orbán-Tóth* [1998], *Bojnec* [2002], *Abdulai* [2002], *Ben-Kaabia-Gil-Boshnjaku* [2002]). A strukturális próbák eredménye nem versenyzői piacstruktúrára utalnak, ahol a feldolgozók és kereskedők árrése egy abszolút konstansból plusz a fogyasztói ár százalékos haszonkulcs-összetevőjéből áll, ami a piaci erő hatására utaló jel lehet. A konstans plusz haszonkulcs-típusú árrésképzési stratégia kimutatása a magyar sertéshúspiacon részben alátámasztja *Bojnec* [2002] eredményeit. *Bojnec* egy másik átmeneti gazdaságban, Szlovéniában vizsgálta a sertéshús- és marhahúspiacot, és versenyzői sertéshús-, de nem versenyzői marhahús-árrésképzést állapított meg. A két kutatás eredményei azt mutatják, hogy az átmeneti gazdaságok kevésbé fejlett piacai általában nem versenyzői árképzéssel jellemezhetők.

Az elvégzett hosszú és rövid távú aszimmetriapróbák alapján kijelenthetjük, hogy a közhiedelemmel ellentétben, a szimmetrikus ártranszmisszióra vonatkozó nullhipotézis egyik esetben sem utasítható el. Ez a megállapítás részben ellentmond a fejlett piacokon

végzett kutatások eredményeinek, amelyek jellemzően aszimmetrikus ártranszmissziót állapítanak meg az állattermék-piacokon. A szimmetrikus ártranszmissziót magyarázhatja az, hogy csak a nagyobb sertésnevelő üzemek termelnek eladásra, a nagyon sok kistermelő inkább saját fogyasztásra termel, így ezek termékei be sem kerülnek a kereskedelmi körforgásba. A kisebb mennyiség rugalmasabbá teszi a kistermelőket – a feldolgozók és a kereskedők által kínált ár függvényében választhatnak, hogy eladják-e vagy saját maguk dolgozzák fel, esetleg helyben értékesítik a sertéseket.

A sertéshúspiac gazdasági szereplőinek nagy száma, a húsfeldolgozó szektor szerkezete is gátolja is az aszimmetrikus ártranszmisszió kialakulását. Az alacsony húsipari koncentráció (500-600 húsipari cég, ebből 68 teljes körű szolgáltatást nyújt, vágástól feldolgozásig), a kihasználatlan kapacitások mind a feldolgozóipar piaci dominanciája ellen dolgoznak.

### Hivatkozások

- ABDULAI, A. [2002]: Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in The Swiss Pork Market. *Applied Economics*, 34. 679–687. o.
- BEN-KAABIA, M.–GILL, J. M.–BOSHNAKU, L. [2002]: Price transmission asymmetries in the Spanish lamb sector. A X. European Association of Agricultural Economists kongresszusra benyújtott tanulmány, augusztus 28–31. Zaragoza, Spanyolország.
- BOJNEC, S. [2002]: Price Transmission and Marketing Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets During Transition. A X. European Association of Agricultural Economists kongresszusra benyújtott tanulmány, augusztus 28–31. Zaragoza, Spanyolország.
- BOSWIJK, H. P.–URBAIN, J. P. [1997]: Lagrange-multiplier tests for weak exogeneity: A synthesis. *Econometric Reviews*, 16. 21–38. o.
- 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*, 25. 1–18. o.
- DARVAS ZSOLT [2004]: Bevezetés az idősor-elemzés fogalmaiba. Egyetemi jegyzet, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- DAWSON, P. J.–TIFFIN, R. [2000]: Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb. *Applied Economics*, 32. 1281–1286. o.
- DICKEY, D. A.–FULLER, W. A. [1979]: Distributions of the Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 75. 427–431. o.
- DICKEY, D. A.–FULLER, W. A. [1981]: Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49. 1057–1072. o.
- ELLIOTT, G.–ROTHENBERG, T. J.–STOCK, J. H. [1996]: Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64. 813–836. o.
- ENGLE, R. F.–GRANGER, C. W. J. [1987]: Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55. 251–276. o.
- FERTŐ IMRE–SZABÓ G. GÁBOR [2001]: Változó irányítási struktúrák a mezőgazdaságban az átmenet során. *Külgazdaság*, 9. sz. 67–77. o.
- GRANGER, C. W. J. [1969]: Investigating Casual Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37. 24–36. o.
- GOODWIN, B. K.–HARPER, D. C. [2000]: Price Transmission, Threshold Behaviour, and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32. 543–553. o.
- GOODWIN, B. K.–HOLT, M. T. [1999]: Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81. 630–637. o.
- GUBA FERENC ZOLTÁN [2001]: Transzferek és hatékonyságzavarok az élelmiszer-termékpályákon. *Közgazdasági Szemle*, 1. sz. 44–62. o.
- HARRIS, R. I. D [1995]: Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, London.

- HOUCK, J. P. [1977]: An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59. 570–572. o.
- JANSIK, C. [2000]: Determinants and Influence of Foreign Direct Investments in the Hungarian Food Industry in Central and Eastern European Context. An Application of the FDI-Concentration Map Method. *Agrifood Research Finland Economic Research (MTTL) Publications*, No. 102. 312 o.
- JOHANSEN, S. [1988]: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12. 231–254. o.
- MADDALA, G. S.–KIM, IN-MOO [1998]: Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press, Cambridge.
- MILLER, J. D.–HAYENGA, M. L. [2001]: Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83. 551–561. o.
- NELSON, C. R.–PLOSSER, C. I. [1982]: Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10. 139–162. o.
- ORBÁN N. MÁRIA–TÓTH JÓZSEF [1998]: Agricultural Market Development and Government Policy in Hungary. The Case of the Pig/Pork Sector. *Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem–The World Bank, Budapest*.
- PELTZMAN, S. [2000]: Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108. 466–502. o.
- PERRON, P. [1989]: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57. 1361–1401. o.
- REZITIS, A. [2003]: Mean and Volatility Spillover Effects in Greek Producer-Consumer Meat Prices. *Applied Economics Letters*, 10. 381–384. o.
- TÓTH JÓZSEF [2003]: Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsparban – hazai tanulságokkal. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz. 370–380. o.
- WARD, R. W. [1982]: Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64. 205–212. o.
- WOLFRAM, R. [1971]: Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches – Some Critical Notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 31. 356–359. o.
- ZIVOT, E.–ANDREWS, D. [1992]: Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10. 251–270. o.