

Bakucs L. Zoltán

Ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon strukturális törések jelenlétében

A cikk az ártranszmissziót elemzi a magyar sertéshúspiacon. Eredményeink szerint az általában alkalmazott Johansen-, valamint az Engle-Granger- (kétlépcsős) -kointegrációesetek nem találnak kointegrációt a magyar sertéshús-termelői és fogyasztói árak között. Ezért Gregory-Hanse-eljárást alkalmazunk, amely figyelembe veszi a strukturális töréseket az idősorokban. Számításaink szerint a termelői és fogyasztói árak kointegráltak, amennyiben figyelembe vesszük az 1996 áprilisában bekövetkezett strukturális töréspontot. Mind hosszú, mind rövid távon az okság a termelők felől irányul a fogyasztói szint felé. A magyar sertéshúspiacon mark-up típusú árképzés érvényesül. Hosszú távon az ártranszmisszió szimmetrikus, rövid távon ellenben aszimmetrikus, vagyis a feldolgozó, nagy- vagy kiskereskedelmi szektor időszakosan hasznot húzhat az esetleges termelőiár-változásokból.

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

Kulcsszavak: ártranszmisszió, kereskedelmi ár, strukturális törés, magyar sertéshúspiac

A vertikális árcapcsolatok közötti kereskedelmi árás mérése, valamint a termelőtől a fogyasztóig tartó élelmiszerláncban az ártranszmisszió típusának a megállapítása betekintést nyújt az élelmiszerpiacok működésébe és versenyhelyzetébe. A klasszikus Wolfram- (1971) és Houck- (1977) -eljárástól a kointegrációs módszereken keresztül (Von Cramon-Taubadel 1998) a küszöb autoregresszív modellekig (pl. Goodwin-Harper 2000) különböző ökonometriai módszertan alkalmazásával számos kutatás foglalkozott. Ugyanakkor kevés az átmeneti gazdaságok élelmiszerpiacait tanulmányozó vizsgálat (Bojnec-Peter 2005, Bakucs 2005, Bakucs-Fertő 2006). A szocializmusból örökölt torz piaci struktúrák, alacsony fejlett árfelfedezési mechanizmusok, valamint gyakran ad-hoc agrárpolitikai beavatkozások miatt az várható, hogy az átmeneti gazdaságokban általában nagyobb legyen a kereskedelmi árás és erősebb az ártranszmissziós aszimmetria. Sőt ha az alkalmazott idősorok hosszúak, akkor egyes paraméterek viselkedése időben változhat. Azon kutatások száma, amelyek az élelmiszerlánc különböző szintjein levő árak hosszú távú kapcsolatának alakulásának vizsgálata során figyelembe vették az esetleges strukturális töréseket, meglehetősen kevés (pl. Dawson-Tiffin, 2000 és S. Guillotreau és

szerezőtársai 2005). Továbbá azt várjuk, hogy egy átmeneti gazdaság esetében a strukturális törések lehetősége nagyobb, mint a fejlett országokban.

Az alábbiakban az árrésképzés dinamikáját vizsgáljuk a magyar sertéshúspiacon, különös tekintettel a strukturális törések figyelembevételére. A tanulmány a következőképpen épül fel: a második részben röviden áttekintjük a magyar sertéshússzektor, a harmadikban a kereskedelmi árréssel, valamint ártranszmisszióval foglalkozó elméleti és empirikus kutatásokat tekintjük át, majd a negyedikben tárgyaljuk az alkalmazott empirikus módszertant. A felhasznált adatokat és eredményeket az ötödik részben tárgyaljuk és értelmezzük, majd végül az utolsó részben összefoglaljuk eredményeinket.

A magyar sertéshúspiac

A magyar sertésszektor egy fontos jellemzője a kisméretű gazdaságok nagy száma. Már az átalakulás előtt az állomány 50%-át kis gazdaságok nevelték és ez az arány napjainkig fennmaradt. A kis gazdaságok egy része nem is végez kereskedelmi tevékenységet, hanem csak saját fogyasztásra termel. Nagy részük azonban értékesíti a sertéseket, így pedig kétlépcsős, kereskedelmi és családi gazdaságból álló hústermelő rendszert alkotnak, ahol az átlagosnak tekinthető 9–16 sertésből álló állománnyal szemben, a magángazdaságok 5–7 sertés, a gazdasági szervezetek pedig 3,3–4,4 ezer sertésből álló átlagállománnyal rendelkeznek. Az 1990 szeptemberében nyilvántartott 9,5 millió egyed számú sertésállomány 1994 decemberére drámaian, 4,3 millióra csökkent. Az állomány zsugorodása folyamatos, 2008 áprilisában 3,9 milliót számlált. A magyar élelmiszeripar sok kicsi, nem túl hatékony cégből áll, ami egy torzított piacstruktúrára utal. A kilencvenes évek közepén a sertéstermelés nagymértékű csökkenése nyersanyaghiányt okozott, ezáltal pedig sok nagyméretű, korábban hatékony feldolgozóüzem hirtelen kihasználatlan kapacitásokkal találta szembe magát. A monopolisztikus piacstruktúrával rendelkező élelmiszeripari szektorokat (cukor, növényi olaj, dohány, üdítőitalok, keményítő) a külföldi működőtőke (FDI) érdeklődésének eredményeképpen már a kilencvenes évek elején privatizálták, most tőkéjük 70%-a külföldi tulajdonban van (Jansik 2000). A húsfeldolgozó ipar a magyar élelmiszeripar legnagyobb szektora, az összkibocsátás 18%-át adja (Jansik 2000:99). Ennek ellenére a privatizálása későn, csak a kilencvenes évek közepén kezdődött, mérsékelt FDI-érdeklődés mellett. Most 40%-ra tehető a külföldi tőke aránya a húsfeldolgozó iparban. Ezáltal a szükséges koncentrációs folyamat késve indult be, az öt legnagyobb cég piaci részesedése (CR5) 41% volt 1996-ban, 54% 2000-ben és 51% 2003-ban (Agrárgazdasági Kutatóintézet, AKI-adatok). A gyakran kiszámíthatatlan kormányzati beavatkozás tovább fokozta a piac előreláthatatlanságát.

A sertéstermelők által élvezett termelőitámogatás-egyenérték (PSE) az 1996-ban regisztrált -37,2%, valamint az 1998-ban regisztrált 22,6% között mozgott, míg a feldolgozóipar támogatása az 1998-as -20,3% és az 1994-es 10,6% között volt (Guba 2001).

Kutatási előzmények

Elméleti háttér

Legegyszerűbben, a kereskedelmi árrés a fogyasztói, valamint 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:

$$RP = FP + M \quad (1)$$

ahol M a kereskedelmi árrés abszolút mennyiségre, valamint a kiskereskedelmi ár egy százalékából alkotott, úgynevezett *mark-up* részekre bontható:

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

Logaritmizált áradatokat használva, a termelői és fogyasztói árak közötti hosszú távú rugalmasság a kereskedelmi árrés modelljéből azonnal megkapható. Ha az árak a termelői szinten határozódnak meg, akkor a *mark-up*-modellt használjuk:

$$RPP = \alpha_1 + \varepsilon_{FP} FPP, \quad (3)$$

ahol ε_{FP} a termelői (FPP) és fogyasztói (RPP) árak közötti ártranszmisszió rugalmassága. Amennyiben $\varepsilon_{FP} = 1$, tökéletes transzmisszióról beszélhetünk, és akkor a *mark-up* (vagyis a kereskedelmi árrés), $M = e^{\alpha_1} - 1$. Ha ellenben $0 < \varepsilon_{FP} < 1$, akkor a két ár közötti transzmisszió nem tökéletes.

Ha azonban az árak a fogyasztói szinten határozódnak meg, akkor a *mark-down*-modell alkalmazása szükséges:

$$FPP = \alpha_2 + \varepsilon_{RP} RPP, \quad (4)$$

ahol ε_{RP} a fogyasztói (RPP) és termelői (FPP) árak közötti transzmisszió rugalmassága. Ahogy előbb, ha $\varepsilon_{RP} = 1$, tökéletes transzmisszióról beszélhetünk és a *mark-down* egyenlő $(1 - e^{\alpha_2})$ -nel, és nem tökéletes transzmisszió van, ha $\varepsilon_{RP} > 1$.

Jól ismert hipotézis, hogy az árnövekedésre adott válaszok különböznek az árcsökkenésekre adott válaszoktól. Pontosabban, a kiskereskedők hamarabb és teljesebben továbbítanak a fogyasztóknak egy árnövekedést, mint egy 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 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 ezzel 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 működnek. Végül, az *oligopolisztikus erő gyakorlása* is aszimmetrikus ártranszmisszióhoz vezethet. Ez a nagyon rugalmatlan kereslettel és koncentrált kínálattal jellemezhető piacokon jelenik meg. Ugyanakkor meg kell említenünk, hogy az ilyen együttműködő viselkedést nehéz hosszú távon fenntartani, mivel a cégek nemigen állnak ellen egymás kijátszása kísértésének (*Miller-Hayenga 2001*).

Empirikus kutatások

Nagyszámú empirikus kutatás foglalkozik az állati termékek piaca kereskedelmi árrésével és ártranszmissziójának problémájával. *Von Cramon-Taubadel (1998)* aszimmetrikus ártranszmissziót talál a német sertés húspiacon. *Dawson-Tiffin (2000)* a termelői és fogyasztói árak közötti hosszú távú kapcsolatot elemzi az Egyesült Királyság báránypiacán, valamint az ársorozatok szezonális és strukturális törése tulajdonságait vizsgálják. Eredményeik szerint a Granger-okság a fogyasztói szintről a termelői szint felé mutat, így a báránypiaci árak a fogyasztói szinten határozódnak meg. *Goodwin-Holt (1999)*, *Goodwin-Harper (2000)*, valamint *Ben-Kaabia-Gil-Boshnjaku (2002)* az Egyesült Államok marhaszektorának, az Egyesült Államok sertésszektorának és a spanyol báránypiac ártranszmisszióját vizsgálják küszöb autoregresszív modellel (TAR). *Goodwin-Holt (1999)* úgy találják, hogy a termelői piacok igazodnak a nagykereskedelmi szintről érkező sokkokhoz, míg a kiskereskedelmi szint sokkjai nagyrészt a piacon belül maradnak, nem terjednek lefele a marketingláncon. *Goodwin-Harper (2000)* sertés piac-tanulmánya 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 kínálat vagy kereslet sokkjai azonnal és teljes mértékben továbbítódnak a rendszerben.

Abdulai (2002) momentum-küszöb autoregresszív modellel (M-TAR) alkalmaz a svájci sertés piac ártranszmissziójának a tanulmányozására. A svájci sertés piacon a termelői és kiskereskedelmi szint közötti ártranszmisszió aszimmetrikus, vagyis az árrést csökkentő termelőiár-növekedések hamarabb továbbítódnak a rendszerben, mint az árrést tágító termelőiár-csökkenések. *Miller-Hayenga (2001)* az Egyesült Államok sertés piacán az aszimmetrikus ártranszmissziót az árciklusokkal kapcsolatban vizsgálja, és arra a következtetésre jut, hogy a nagybani árak az összes különböző frekvenciájú ciklusban aszimmetrikusan igazodnak a termelőiár-változásokhoz. *Bojnec-Peter (2005)* a szlovén sertés- és marhahúspiacok árképzését vizsgálva, a termelői árakat hosszú távon mindkét piacon gyengén exogénnek találta. *Mark-up* típusú árképzés jellemzi a marhapiacot és kompetitív árképzés a sertés húspiacot. *Rezitis (2003)* az általánosított autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás (*Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedastic*,

GARCH) modell segítségével tanulmányozza a görög sertés-, marha-, bány-, baromfi piacokon 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: 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-folyamot állapítanak meg.

Módszertan

A modern idősoros ökonometriával foglalkozó tanulmányok felhívják a figyelmet a stacionaritás¹ problémájára, vagyis, hogy a gazdasági folyamatokat leíró idősorok várható értéke és varianciája gyakran időben nem állandó. A gyakorlatban a stacionaritást egységgyök-próbákkal vizsgálják (Maddala–Kim 1998, részletesen tárgyalják úgy a fogalmat, mint a különböző tesztelési eljárásokat), és kointegrációs (Granger 1983) eljárással elemzik a nem-stacionárius idősorok közötti hosszú távú összefüggéseket. Amennyiben nem-stacionárius idősorokat a hagyományos legkisebb bégyzetek elvére (OLS) alapuló regresszióval elemzünk, torzított becsléseket és tesztstatisztikákat kaphatunk. Ennek megfelelően, az empirikus elemzést Elliott-, Rothenberg–Stock-féle (1998) DF-GLS-egységgyökpróbákkal kezdjük, majd megvizsgáljuk, vajon kointegrálnak-e az árpárok. A legáltalánosabban alkalmazott kointegrációteszt az Engle–Granger- (1987), valamint a Johansen-féle (1988) eljárások. Amennyiben azonban a valós adatgenerálási folyamat rezsimváltást is tartalmaz, akkor az Engle–Granger-kointegrációs teszt nagy valószínűséggel nem utasítja el a „nincs kointegráció” nullhipotézist. Ezért Gregory és Hansen (1996) bevezettek egy új módszert, amely képes a kointegráció tesztelésére úgy, hogy figyelembe veszi a rezsimváltásokat. A nullhipotézis ismét a „nincs kointegráció”, míg az alternatív hipotézis kointegráció strukturális törésekkel. A nullhipotézis alatt három alternatív determinisztikus specifikációjú egyenletet írhatunk fel. Az első esetben (5. egyenlet) az ordinátatengely-metszet változhat:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5)$$

A második modell (6. egyenlet) annyiban különbözik az (5) egyenlettől, hogy időtrendet is tartalmaz:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (6)$$

Végül pedig, a legrugalmasabb (7) modell esetében úgy az ordinátatengely-metszet, mint a meredekség is tartalmazhat strukturális törést:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{1t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (7)$$

¹ Általában Nelson és Plosser 1982-ben megjelent tanulmányát tartják az elsőnek, amely számos idősor empirikus példáján keresztül mutatta be a stacionaritásvizsgálat fontosságát.

Mivel általában *a priori* nem ismerjük a törés időpontját, az (5)–(7) egyenleteket rekurzív módon becsülhetjük, úgy, hogy T a minta középső 70%-án belül legyen:

$$|0.15n| \leq T \leq |0.85n|, \text{ ahol } n \text{ a mintanagyság.}$$

Minden lehetséges töréspontra kiszámoljuk az (5)–(7) modellek reziduumaiknak megfelelő ADF- (Dickey–Fuller 1979) -statisztikákat, és a legkisebb értéket választjuk tesztstatisztikának (mivel ez a legmegfelelőbb a „nincs kointegráció” nullhipotézis elutasítására). A kritikus értékek nem standardok, táblázatba foglalva megtalálhatóak Gregory–Hansen (1996) tanulmányában.

Amennyiben a termelői, illetve fogyasztói árak kointegráltak, Von Cramon-Taubadel (1998) nyomán, felírhatunk egy olyan vektor hibakorrekciós modellt (Vector Error Correction Model, VECM), amely alkalmas úgy a hosszú, mint a rövid távú aszimmetria tesztelésére:

$$\Delta RPP_t = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta FPP_{t-j+1}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta FPP_{t-j+1}) + \varphi^+ ECT_{t-1} + \varphi^- ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^P \Delta RPP_{t-j} + \gamma_t \quad (8)$$

ahol ECT_{t-1}^+ , valamint ECT_{t-1}^- a hosszú távú kapcsolatot modellező egyenletből (9) származó, pozitív, illetve negatív részekre szétválasztott hibakorrekciós tagok, λ_0 és λ_1 pedig együtthatók:

$$ECT_{t-1} = \mu_{t-1} = RPP_{t-1} - \lambda_0 - \lambda_1 FPP_{t-1} \quad (9)$$

$$\text{és } ECT_{t-1} = ECT_{t-1}^+ + ECT_{t-1}^- .$$

A rövid távú aszimmetria teszteléséhez a gyengén exogén változó késleltetett első differenciáit is csökkenő, illetve növekvő szakaszokra bontjuk ($D^+ \Delta FPP$ és $D^- \Delta FPP$).

Hogy modellünk helyes legyen, tudnunk kell, melyik ár gyengén exogén úgy hosszú, mint rövid távon a (8) egyenlet paramétereire képest. A rövid távú exogenitást Boswijk–Urban (1997) eljárása alapján teszteljük. Egy marginális modellt becsülünk (10. egyenlet), majd az ebből származó illesztett v_1^* reziduumokkal egy változó-hozzáadási tesztet végzünk a strukturális modellen (8. egyenlet):

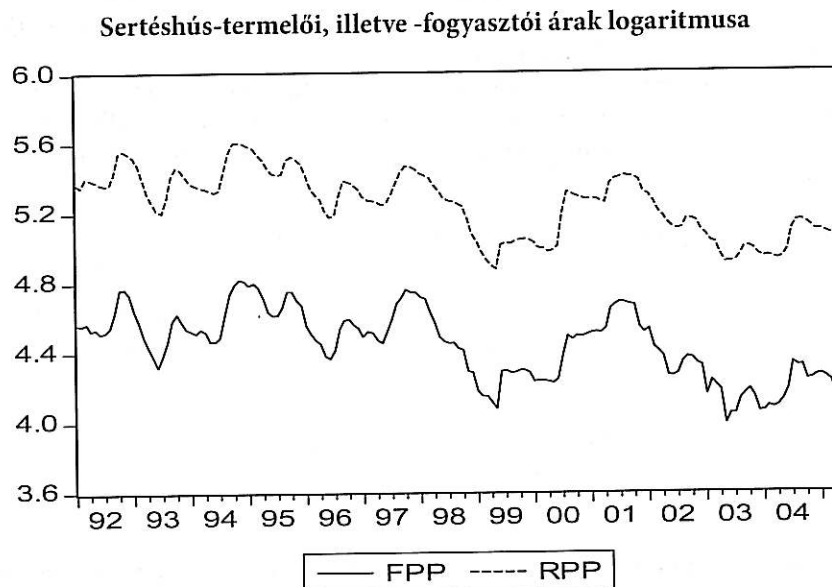
$$\Delta FPP_t = \psi_0 + \psi_1(L) \Delta FPP_{t-1} + \psi_2(L) \Delta RPP_{t-1} + v_t. \quad (10)$$

A hosszú távú exogenitást pedig a (8) egyenletben szereplő hibakorrekciós tagok szignifikanciája segítségével teszteljük.

Adatok és eredmények

A kutatáshoz 160 megfigyelésből álló adatbázist használtunk, amely az 1992. január, valamint 2005 áprilisa közötti havi termelői (felvásárlási; jelölése FPP), valamint fogyasztói árakat² (jelölése RPP) tartalmazza. A Központi Statisztikai Hivatalból kapott adatokat 1992. januárra defláztuk, majd logaritmizáltuk. Az 1. ábra a deflált árakat mutatja be a vizsgált periódusban.

1. ábra



Forrás: A KSH-adatai alapján

Az empirikus elemzést a termelői és fogyasztói árak egységgyök-tesztelésével kezdjük. A DF-GLS-tesztelést használjuk, az eredmények az 1. táblázatban találhatóak.

1. táblázat

Elliott-Rothenberg-Stock- (DF-GLS) -egységgyökteszt³

Változó	Specifikáció	Késleltetés	Teststatisztika
FPP	Konstans	1	-0,938
	konstans és trend	1	-2,457
RPP	Konstans	2	-1,990
	konstans és trend	1	-4,158

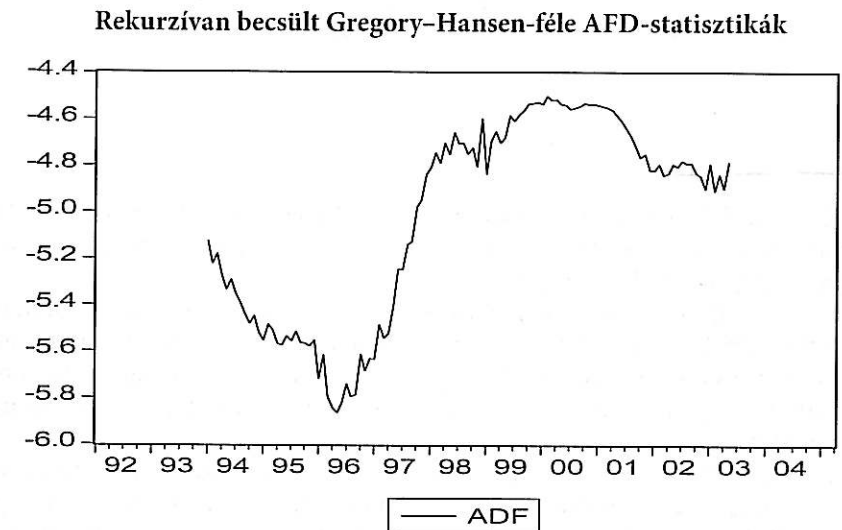
A DF-GLS tesztek 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal -1,614 (-1,943), konstanssal és trenddel pedig -2,655 (-2,945). A késleltetést az SBC-kritérium határozta meg.

² Az elemzéshez használt fogyasztói árat, csontos rövidkaraj szűzpecsenyével, csontos sertéstárja, csont és csülök nélküli sertéscsomb, valamint a csontos oldalas átlagaként számoltuk ki.

³ EViews ökonometriai szoftvert használtuk a DF-GLS-egységgyökteszttekhez.

A sertéshús termelői ára egyértelműen tartalmaz egységgyököt, míg a fogyasztói ár inkább trendstacionáriusnak tűnik. Ismerve azonban az egységgyök tesztek erő-, illetve méretp problémáit, úgy döntünk, hogy a fogyasztói ársorozatot is nem-stacionáriusnak tekintjük, és megvizsgáljuk kointegrálnak-e a termelői árakkal. Az Engle-Granger- (1987), illetve a Johansen-féle (1988) tesztek nem mutattak ki kointegrációt, aminek egyik lehetséges oka a hosszú távú kapcsolatban bekövetkezett rezsimváltás lehet. Ezért a Gregory-Hansen-féle (1996) kointegrációs tesztelést alkalmaztuk⁴. Sorban becsültük a különböző determinisztikus specifikációjú modelleket, a legegyszerűbbtől a bonyolultabbak felé haladva (5-7 egyenletek). A „nincs kointegráció” nullhipotézist végül az (5) egyenletnek megfelelő specifikáció utasította el. A lehetséges strukturális töréspontokra rekurzívan becsült ADF-statisztikákat a 2. ábra mutatja be. A minimum ADF-statisztika -5,864, ami 1%-on szignifikáns, és egy 1996 áprilisában bekövetkezett töréspontnak felel meg.

2. ábra



A kointegrációs kapcsolat a sertéstermelői és -fogyasztói árak között a következő lesz (t - statisztikák zárójelben):

$$RPP = 2,000 - 0,078E + 0,802FPP, \quad (11)$$

(28.41) (-10.42) (51.03)

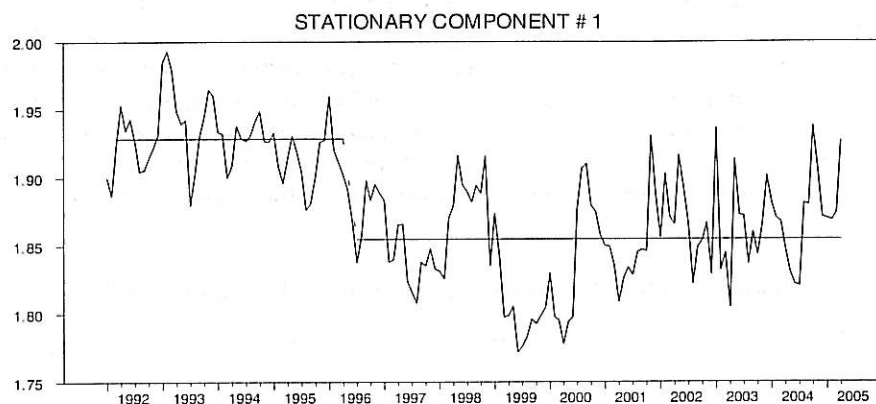
$$\text{ahol } E = \begin{cases} 0 & \text{ha } t < 1996 \text{ április} \\ 1 & \text{ha } t \geq 1996 \text{ április} \end{cases}$$

⁴ A Gregory-Hansen-tesztek elvégzéséhez GAUSS 6.0 programnyelven írt szoftvert használtunk.

A 3. ábra a 11. egyenlet illesztett reziduumaikat (hibakorrekciós tagjait) ábrázolja, tisztán látszik a töréspont, valamint a kereskedelmi árrés csökkenése.

3. ábra

Stacionárius (kointegráló) kapcsolat strukturális töréssel



Amennyiben az (11) egyenlet reziduumaikat DF-GLS-egységgyöktesztnek vetjük alá, 1% szignifikancia mellett elutasíthatjuk az egységgyök-nullhipotézist, ami ismét csak alátámasztja a (11) modell helyességét.

Hosszú távú exogenitás tesztek segítenek meghatározni a gyengén exogén árat, ezáltal pedig következtetni lehet az árak közötti oksági viszonyokra. A $\chi^2(1)$ teszt statisztikaértéke 0,459 ($p=0,38$), vagyis nem utasíthatjuk el a gyengén exogén termelői árak nullhipotézisét. Ebből következik, hogy hosszú távon a magyar sertéshúspiacon a termelői árak határozzák meg a fogyasztói árakat.

A sertéshúspiac kompetitivitását a homogenitáskorlátozásokkal tesztelhetjük, vagyis, hogy $\beta_{RPP} = -\beta_{FPP}$. A $\chi^2(1)$ statisztika értéke 12,43 ($p=0,00$), vagyis a kompetitív piacok nullhipotézisét elutasítjuk, megállapítva, hogy a magyar sertéshúspiacra *mark-up*-árképzés a jellemző. Az exogenitás-teszt eredménye beépíthető a modellbe, javítva ennek statisztikai jóságát. Az (12) egyenletben újrabecsültük az (11) egyenletet, az exogenitáskorlátozás figyelembevételével:

$$RPP = 1,928 - 0,074E + 0,819FPP, \quad (12)$$

$$\text{ahol } E = \begin{cases} 0 & \text{ha } t < 1996 \text{ \textit{április}} \\ 1 & \text{ha } t \geq 1996 \text{ \textit{április}} \end{cases}$$

A logaritmizált változók használatának egyik előnye, hogy az árak közötti hosszú távú rugalmassági együttható könnyedén leolvasható. A magyar sertéshúspiac esetében egy tökéletes transzmissziós, $\varepsilon_{FPP} = 0,807$ együtthatót kapunk. Az (12) egyenletből megállapítható továbbá, hogy az 1996. áprilisi strukturális törés utáni periódusban a kereskedelmi árrés összeszűkült.

Az (12) egyenlet reziduumaiknak, valamint a termelői árak első differenciáinak a pozitív, valamint negatív részekre szegmentálásával becsülhető a szimmetrikus transzmisszió tesztelésére alkalmas (8) egyenlet. A szimmetrikus, illetve aszimmetrikus reprezentációkat a 2. táblázat összegzi. A táblázat első felében a magyarázó változók becsült együtthatóit, valamint azok szignifikanciáját mutatjuk be, a táblázat második felében pedig a különböző diagnosztikai, változó-hozzáadási, illetve aszimmetriatesztek eredményei láthatóak. A hibakorrekciós tagok szignifikanciája, valamint a *Boswijk-Urbain*-féle változó hozzáadási próba eredménye azt mutatja, hogy a termelői ár úgy hosszú, mint rövid távon gyengén exogén, vagyis az (12) egyenlet alapján elvégzett becslés helyesen specifikált. A változók előjele helyes, nagy részük szignifikáns, a modell magyarázó ereje pedig magas. A diagnosztikai tesztek alapján a modell jól specifikált, azonban a reziduumok nem normális eloszlásúak. Ez a megfelelő impulzus-dummy változó beillesztésével orvosolható.

2. táblázat

Szimmetrikus, illetve aszimmetrikus VECM-modellek (a függő változó ΔRPP)

Független változók	Szimmetrikus reprezentáció (standard hibák zárójelben)	Aszimmetrikus reprezentáció (standard hibák zárójelben)
ΔFPP_t	0,519** (0,03)	-
ΔFPP_{t-1}	0,156** (0,054)	-
$\Delta FPPM_t$	-	0,175** (0,039)
$\Delta FPPM_{t-1}$	-	0,216** (0,054)
$\Delta FPPP_t$	-	0,831** (0,036)
$\Delta FPPP_{t-2}$	-	-0,171** (0,06)
ΔRPP_{t-1}	0,105 (0,064)	0,227** (0,038)
ΔRPP_{t-2}	-	0,102* (0,052)
ECT_{t-1}	-0,277** (0,056)	-
$ECTM_{t-1}$	-	-0,203** (0,067)
$ECTP_{t-1}$	-	-0,198* (0,093)
c	-0,0303 (0,001)	-0,006* (0,002)
Korrigált R ²	0,79	0,89
Autokorreláció LM(1)	1,254	0,03
Autokorreláció LM(4)	0,783	0,483
Autokorreláció LM(12)	0,565	0,721
Autokorreláció (Ljung-Box-Q-statisztika)	Q(36) = 23,496	Q(36) = 35,187
Normalitás (Jarque-Bera)	84,71***†	26,85***†
Változó-hozzáadási teszt (v_t , a marginális modell reziduumaik)	0,082 [~F(1,151)]	0,093 [~F(1,147)]
Hosszú távú szimmetria	-	0,001 [~F(1,148)]
Rövid távú szimmetria	-	7,943** [~F(1,148)]

* 5%, szignifikanciaszint, ** 1% szignifikanciaszint

† nem normális eloszlás – ilyen esetben az eredményeket óvatosan kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények helytállóak egyes, a normálístól eltérő eloszlások esetében is (Von Cramon-Taubadel 1998).

A 2. táblázat eredményeiből következik, hogy bár hosszú távon az ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon szimmetrikus, rövid távon aszimmetria jellemzi a szektort, vagyis

a feldolgozók, nagykereskedők rövid ideig képesek halasztani az esetleges termelőiár-csökkenések továbbítását a fogyasztóknak.

Feltevődik a kérdés, hogy minek köszönhető az árrés szűkülése 1996 áprilisa után. Az 1. ábráról leolvasható, hogy nemcsak az árrés, hanem reálértéken a fogyasztói és termelői árak is csökkentek a töréspont után. Bár pontos magyarázatot nem adhatunk, az alábbiakban felsorolunk egy pár, a szektor dinamikáját, valamint a töréspontot magyarázó tényezőt.

Először is, a magyar húsfogyasztási szokások radikálisan megváltoztak a kilencvenes évek első felében. Az egy főre eső teljes húsfogyasztás a zuhanó reálkeresetek hatására lecsökkent. A húskészítményeken belül a fő vesztesek a sertés-, illetve marhahús voltak, míg a baromfifogyasztás (elsősorban a relatív áraknak köszönhetően) növekedett. Az 1990-ben regisztrált 38,8 kilogramm/fő sertéshúsfogyasztás 1996-ra 27 kilogrammra csökkent, és azóta is e szint körül mozog.

Másodszor, a kilencvenes évek eleje óta tartó sertésállomány-csökkenés 1996 körül megállt, és az állomány 5 millió sertés körül stabilizálódott. Másrészt pedig a sertéshústermelés szabad esése (1992-ben mért 470 000 tonna termelés 1996-ra 269 000 tonnára csökkent) is a végéhez közeledett, ezzel egy időben pedig felgyorsult a koncentráció a szektorban.

Harmadszor, az átmeneti periódus első felében, az új piaci intézmények fejlődése lassú volt, ami miatt a sertéshús-kínálati láncnak vertikális koordinációja hiányosan működött. A második periódusban a javuló üzletkötési módszerek csökkentették a bizonytalanságot a szektorban, és a tökéletesebb vertikális koordináció hatására csökkentek a tranzakciós költségek.

Negyedszerre, az agrárpolitika is befolyásolta a magyar élelmiszer-termékláncokat. Az átalakulás (1989–1993) időszakában a hangsúly elsősorban a piacgazdaság működéséhez szükséges törvényi és intézményes keretek kiépítésére helyeződött. A konszolidációs (1994–2005) fázisban pedig már a hazai agrárpiacon stabilizálása, illetve a jogi környezet EU-harmonizációja voltak a legfontosabb teendők. A stabilizációs eszközök között szerepelt többek között az Agrárpiacon Rendtartási Hivatal létrehozása, valamint az állattenyésztési szektor számára támogatott árak meghirdetése.

Végül pedig meg kell említenünk a szupermarketláncok térnyerését, mint lehetséges oka az árak, illetve árrés csökkenésének. 1992 és 1996 között a kedvező elhelyezkedésű nagyobb méretű élelmiszerláncok multinacionális tulajdonba kerültek, míg a kisebb üzletek csődbe mentek. 1997 után a kiskereskedelmi koncentráció még inkább felgyorsult.

Összefoglalva, 1992 és 1996 között, csökkenő termelés, feldolgozóipari kibocsátás, fogyasztás, valamint növekedő baromfihús-kereslet miatt, a sertésszektor termelői és fogyasztói árait domináló árbuborék szétpattant. 1996. április után nemcsak az árak csökkentek, hanem a kereskedelmi árrés is összeszűkülte. Megállapíthatjuk, hogy a sertésszektor konszolidációja a kereskedelmi árrés mértékének csökkenéséhez vezetett.

Összefoglalás

A tanulmányban a magyar sertéshús termelői és fogyasztó árai közötti kapcsolatot elemeztük. A vertikális ártranszmissziót kointegrációs és hibakorrekciós módszertannal vizsgáltuk, figyelembe véve a változékonny gazdasági környezet által okozott strukturális töréseket is. Eredményeink azt mutatják, hogy a termelői és fogyasztói árak hosszú távon együtt mozognak, vagyis egy 1996 áprilisában bekövetkezett strukturális törés mellett

kointegráltak. Exogenitáspróbák megállapították, hogy a termelői árak úgy hosszú mint rövid távon gyengén exogének, vagyis a Granger-okság a termelői árak felől terjed a fogyasztói árak felé. Jelen tanulmány oksági eredményeihez hasonló következtetésre jutott több szerző is (pl. *Von Cramon-Taubadel 1998, Bojnec-Peter 2005, Abdulai 2002, Ben-Kaabia és társai 2002*). A kereskedelmiárrés-elemzés nem-kompetitív piacszerkezetre mutat, ahol a feldolgozók és kereskedők konstans abszolút árrés-melletti mark-up-árképzést alkalmaznak, ami a piaci erő alkalmazására utalhat. A mark-up-árstratégia nem példátlan a közép-kelet-európai régióban, *Bojnec-Peter (2005)* a szlovén sertés- és marhahúspiacok ártranszmisszióját vizsgálta, és úgy találta, hogy a sertésszektor kompetitív árképzéssel rendelkezik, a marha ellenben nem.

Hosszú és rövid távú aszimmetriateszteket végeztünk, és a várakozásainkkal ellentétben azt találtuk, hogy hosszú távon az ártranszmisszió szimmetrikus. Ez az eredmény ellentmond a legtöbb, fejlett országban végzett ártranszmissziós kutatás eredményének. A rövid távú ártranszmisszió ellenben aszimmetrikus, vagyis rövid távon a kereskedők nyerhetnek a termelőiár-változásokon úgy, hogy gyorsan továbbítják a fogyasztóknak a termelőiár-növekedéseket, ellenben lassabban a termelőiár-csökkenéseket.

Hivatkozások

- Abdulai, A. (2002): *Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market*. Applied Economics, 34., 679–687.
- Bakucs, L. Zoltán (2005): *Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon*. Közgazdasági Szemle, LII. évf., 2005. szeptember, 648–663.
- Bakucs, L. Zoltán–Fertő Imre (2005): *Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market*, Agribusiness, 21./2. sz., 273–286.
- Bakucs, L. Zoltán–Fertő Imre (2006): *Marketing Margin and Price Transmission on the Hungarian Beef Market*. Food Economics, 3./3–4. sz., 151–160.
- Ben-Kaabia, M.–Gill, J. M.–Boshnjaku, L. (2002): *Price transmission asymmetries in the Spanish lamb sector*. Előadás a European Association of Agricultural Economists X. kongresszusán, augusztus 28–31., Zaragoza, Spanyolország.
- Bojnec, S.–Peter, G. (2005): *Vertical market integration and competition: the meat sector in Slovenia*. Agricultural and Food Science, 14./3. sz., 236–249.
- Boswijk, H. P.–Urbain, J. P. (1997): *Lagrange-multiplier tests for weak exogeneity: A synthesis*. Econometric Reviews, 16., 21–38.
- Von Cramon-Taubadel, S. (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.
- Dawson, P. J.–Tiffin, R. (2000): *Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb*. Applied Economics, 32., 1281–1286.
- 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.
- Elliott, G.–Rothenberg, T. J.–Stock, J. H. (1996): *Efficient tests for an autoregressive unit root*. Econometrica, 64., 813–836.
- Engle, R. F.–Granger, C. W. J. (1987): *Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing*. Econometrica, 55., 251–276.
- Granger, C. W. J. (1969): *Investigating Casual Relations by Econometric Methods and Cross-spectral Methods*. Econometrica, 37., 24–36.
- Gregory, A. W.–Hansen, B. E. (1996): *Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts*, Journal of Econometrics, 70., 99–126.
- 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.
- 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.
- Huba Ferenc Z. (2001): *Transzferek és hatékonyságzavarok az élelmiszer-termékpályákon*. Közgazdasági Szemle, 48., 44–62.
- Mailhot-Gauthier, P.–Le Grel, L.–Simioni, M. (2005): *Price–Cost Margins and Structural Change: Subcontracting within the Salmon Marketing Chain*. Review of Development Economics, 9./4. sz., 581–597.
- Goodman, J. P. (1977): *An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions*, American Journal of Agricultural Economics, 59., 570–572.
- Horváth Csaba (2000): *Determinants and Influence of Foreign Direct Investments in the Hungarian Food Industry in a Central and Eastern European Context*. Agrifood Research Finland Economic Research (MTTL) Publications 102.
- Johansen, S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12., 231–254.
- Johansson, G. S.–Kim, In-Moo (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- 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.
- Phillips, P.–Perron, P. (1988): *Trends and random walks in macroeconomic time series*. Journal of Monetary Economics, 10., 139–162.
- Papell, A. (2003): *Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices*, Applied Economics Letters, 10, 381–384.
- Ward, R. W. (1982): *Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables*. American Journal of Agricultural Economics, 64., 205–212.
- Wolfrum, R. (1971): *Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches – some critical notes*, American Journal of Agricultural Economics, 31., 356–359.