

Készült a Gazdasági Versenyhivatal megbízásából

A mezőgazdasági árak térbeli integrációja

Bakucs Lajos Zoltán – Fertő Imre

MTA Közgazdaságtudományi Intézet

Budapest, 2007. November

Tartalom

Bevezetés	3
1. Az árak térbeli integrációja - a nemzetközi irodalmi áttekintése	5
1.1. Az árak térbeli integrációjának elmélete	5
1.2. Az árak térbeli integrációjának módszertana	7
1.2.1. Empirikus módszertan: stacionaritás	7
1.2.2. Empirikus módszertan: kointegráció	9
1.2.3. Empirikus módszertan: küszöb-kointegráció	12
1.3. Az árak térbeli integrációja vizsgálatának empirikus eredményei különös tekintettel az európai vizsgálatokra	14
1.3.1. Az árak térbeli integrációja a búzapiacra	14
1.3.2. Az árak térbeli integrációja a húspiacra	18
2. A kiválasztott piacok bemutatása	20
2.1. A kiválasztott piacok jellemzői Magyarországon	20
2.2. A kiválasztott piacok jellemzői Európában	23
3. A kiválasztott piacok térbeli integrációjának elemzése	26
3.1. Az idősorok tulajdonságainak tesztelése	27
3.2. Kointegrációs elemzés	30
3.3. Hibakorrekciós modellek	33
3.4. Küszöb hibakorrekciós modellek	37
4. Következtetések	39
Irodalomjegyzék	40

Bevezetés

A Közös Agrárpolitika (CAP) egyik legfontosabb célja, hogy megvalósuljon a mezőgazdasági termékpiacok térbeli integrációja az egyes országokon belül és a különböző tagállamok között. Egy térben integrált piacon az árinformációknak hatékonyan kell áramolnia az egyes tagországok között. Az Európai Bizottság álláspontja szerint a hazai kormányzatoknak és szabályozásnak elő kell segítenie az információáramlás hatékonysága szempontjából is egységes piac létrejöttét. Egy kis nyitott ország számára a piaci hatékonyságnak és a piaci információk terjedésének legalább két fontos politikai következménye van. Az első a piaci erőfölénnyel való visszaélésekhez kapcsolódik, amely releváns lehet a hazai élelmiszeripar piaci jelenlegi szerkezete mellett. A második probléma a CAP mellett működtethető belföldi agrártámogatásokhoz kapcsolódik. A tervezett kutatás az első problémakörhöz kíván hozzájárulni.

A piaci térbeli integrációja fontos az élelmiszeripar tröszt ellenes szabályozása szempontjából, mivel az élelmiszerkereskedelem egyre koncentráltabbá válik Magyarországon csakúgy, mint Európa más országaiban. A vertikális korlátozások megjelenésének leggyakoribb oka az élelmiszergazdaságban az élelmiszerkereskedelem növekvő koncentrációja (McCorrison és társai, 2001). A piaci koncentrációnak viszont fontos következményei vannak a magyar piacon. Gyakran előfordul, hogy az élelmiszerkereskedelem koncentráltabb, mint az élelmiszeripar. Noha a hazai élelmiszeripar koncentrációja előrehaladott, de a magyar vállalatok nemzetközi mércével kicsik ahhoz, hogy az egységes Európai piacon, vagy a globális exportpiacokon versenyezzenek. Fontos kérdés tehát, hogy a hatékony versenypolitika, amely az élelmiszeripart is szabályozza, elfogadja, vagy ösztönzi azokat az eszközöket, amelyek ezen ágazatok versenyképességét növelheti. A kutatás szempontjából döntő kérdés, amely az élelmiszeripar szerkezeti átalakulásához kapcsolódó szabályokra vonatkozik, hogy mekkora is a magyar élelmiszerpiac nagysága. Másképpen fogalmazva, mennyire integrált a magyar élelmiszeripar az európai piacba, melyek a térbeli ártranszmisszió jellemzői a magyar és más európai piacok között.

Az elmúlt évtizedben a mezőgazdasági árak alakulását elméleti és gyakorlati szempontból egyaránt vizsgálta a hazai szakirodalom. Fertő (2000) rámutatott, hogy elméletileg a mezőgazdasági árak hosszú távon csökkennek, illetve a pozícióik romlanak az ipari árakhoz képest. Orbánné Nagy Mária (2002, 2003) vizsgálatai szerint a magyar termelői és fogyasztói árak konvergáltak az EU-árakhoz, illetve számos esetben már az EU-csatlakozás előtt el is hagyták azokat. Bakucs és Fertő (2006) a makrogazdasági mutatók, valamint a mezőgazdasági változók közötti lehetséges kölcsönhatást vizsgálták. Eredményeik azt mutatják, hogy a mezőgazdaság termelői árindexe lényegesen nagyobb mértékben reagál a makrogazdasági környezet változásaira, mint az élelmiszerek fogyasztóiár-indexe. A másik kutatási irány, követve a nemzetközi irodalmat, a kereskedelmi árrés, valamint a termelői és fogyasztói árak közötti transzmisszió vizsgálata volt. Mészáros és Popovics (2004), valamint Bakucs (2005a) részletesen foglalkoztak az ártranszmisszió nemzetközi irodalmával, illetve annak elméleti és módszertani hátterével. Bakucs (2005b) a hazai sertéshúspiacot vizsgálva úgy találta, hogy a hiedelmekkel ellentétben az ártranszmisszió szimmetrikus, míg Popovics és Tóth (2006) eredményei szerint a magyar tejvertikumot aszimmetrikus ártranszmisszió jellemzi. Az ár-transzmissziós tanulmányok azonban idáig csak a kereskedelmi árrés időbeli aspektusaival és az élelmiszer-vertikumok különböző szintjei közötti vertikális kapcsolatokkal foglalkoztak. A mezőgazdasági árak horizontális, illetve térbeli elemzésére idáig nem került sor a hazai szakirodalomban (kivéve Bakucs és Fertő, 2007).

A piacok földrajzi elkülönülése különösen fontos a mezőgazdaságban, mert a mezőgazdasági termékek gyakran ömlesztett jellegűek és/vagy romlandók, s a fogyasztás területileg is elkülönülhet a termeléstől, ezért a szállítás költséges (Sexton és társai 1991). A piac térbeli integrációja esetében is bizonyos idő szükséges, míg a külső sokkok hatásai megjelennek a térben elkülönült piacokon. A tökéletlenül integrálódott piacokon azonban az árinformáció helytelen jelzéseket adhat a termelői, valamint marketing-döntések megalapozásához. Ráadásul előfordulhat például, hogy az állatállomány egyik régióban csökken, míg a másokban nő, a regionális árak divergálnak, mert az ár-információ terjedése a régiók között tökéletlen. Ilyenkor az

egyres régiók közötti piaci árváltozások nem feltétlenül a releváns gazdasági feltételekre reagálnak (Goodwin és Schroeder 1991). A térbeli ártranszmisszió jelenségét régóta vizsgálja a nemzetközi szakirodalom. A probléma relevanciáját jól mutatja, hogy empirikus módszerek egész sora fejlődött ki az ártranszmisszió vizsgálatára a térben elkülönült piacokon (Fackler és Goodwin 2001). Az áradatok gyakran nem stacionárius jellege miatt az újabb kutatási eredmények olyan ökonometriai technikák alkalmazását hangsúlyozzák, amelyek képesek kezelni a nem stacionárius, ellenben kointegrált adatokat. Az eddigi tanulmányok szinte kizárólag az Egyesült Államok különböző részpiacaira koncentráltak (lásd Fackler és Goodwin összefoglalóját 2001), kivéve Serra és társait (2006). Különös módon azonban nem született eddig vizsgálat, amelyik a kelet-közép-európai országok mezőgazdasági árának térbeli integrációjával foglalkozott volna. Az árak térbeli alakulása az átmeneti országokban talán még nagyobb jelentőségű, mint a fejlett országokban, a piaci intézményrendszer fejletlensége, illetve nem hatékony működése miatt.

A tanulmányt ezt a hiányt kívánja pótolni Magyarország esetében. Kutatásunkban a hazai búza- és sertéspiac térbeli integrációját próbáljuk hibakorrekciós (Vector Error Correction Model, VECM), illetve küszöb-kointegrációs (Threshold Vector Error Correction Model, TVECM) módszerekkel feltérképezni. A tanulmány a következőképpen épül fel: először röviden áttekintjük az elméleti és módszertani hátteret, majd ezután a magyar tejvertikum főbb vonásait tárgyaljuk. Végül a felhasznált adatokat, valamint az empirikus eredményeket mutatjuk be. A tanulmányt a következőkkel, valamint további kutatási kérdések megfogalmazásával zárjuk.

1. Az árak térbeli integrációja - a nemzetközi irodalmi áttekintése

1.1. Az árak térbeli integrációjának elmélete

A mezőgazdasági termékek térbeli integrációjának vizsgálatát széles körben használják a mezőgazdasági piacok hatékonyságának elemzésére. A tökéletesen integrált piacok általában hatékonyan is működnek. A regionális árkülönbségek elméletének két axiómáját Tomek és Robinson (2003) a következőképpen határozta meg:

1. Bármely két, egymással kereskedő régió vagy piac esetében az árkülönbség egyenlő a transzferköltségekkel.
2. Bármely két egymással nem kereskedő régió vagy piac esetében az árkülönbség kisebb, mint a transzferköltségek.

Tekintsünk két térben elkülönült piacot, ahol egy adott termék ára t időpontban P_{1t} , valamint P_{2t} . A két piacot integráltnak tekintjük, ha az 1. piacon a termék ára egyenlő a szállítási költségekkel (K_t) korrigált 2. piacot jellemző árral, vagyis:

$$P_{1t} = P_{2t} + K_t \quad (1)$$

Kereskedni a két piac között csak akkor érdemes, ha $|P_{1t} - P_{2t}| > K_t$. Másképpen fogalmazva, az arbitrázs biztosítja, hogy a térben különálló piacokon forgalmazott egyforma termékek árai kiegyenlítődjenek. A piacok horizontális integrációjával foglalkozó kezdeti kutatások jellemzően korrelációs és regressziós technikákat alkalmaztak. Ezek a korai kutatások általában az egy ár törvényét (Law of One Price, LOP), annak valamilyen formáját tesztelték. Tekintsük a (2) egyenletet:

$$P_{1t} = \beta_0 + \beta_1 P_{2t} \quad (2)$$

A LOP szigorú verziója szerint egy adott termék ára a térben eltérő piacokon megegyezik, valamint az árak időben tökéletesen együtt mozognak. A (2) egyenlet jelöléseit alkalmazva, a LOP szigorú verziója teljesülésének feltétele, hogy $\beta_0 = 0$, és $\beta_1 = 1$. Mivel a valóságban a szigorú verzió meglehetősen ritkán fordul elő, ezért megfogalmazták a LOP gyenge verzióját, miszerint az árak közötti kapcsolat csak arányaiban állandó, szintértékük a szállítási és egyéb transzferköltségek miatt különbözik. Ez a (2) egyenletben $\beta_0 \neq 0$ és $\beta_1 = 1$ korlátozásokat jelenteni.

Az idősorelemzés módszertana újabb fejleményeinek következtében ma már a térben elkülönült piacok horizontális integrációjának egy tágabb fogalmát tesztelik kointegrációs eljárással. Ebben az esetben a régiók árainak a hosszú távú

együttmozgását vizsgálják, az egy ár törvényének a gyenge, illetve erős verziója azonban tesztelhető hipotézis marad.

1.2. Az árak térbeli integrációjának módszertana

1.2.1. Empirikus módszertan: stacionaritás

Az empirikus kutatásokhoz áradatokat szükséges alkalmazni, amelyek azonban az esetek nagy többségében nem stacionáriusok, így a klasszikus ökonometriai módszerek általában nem alkalmasak kezelésükre. (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. Tekintsük az alábbi első rendű autoregresszív, AR(1) folyamatot:

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t, t = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots, \text{ ahol } e_t \text{ fehér zaj.} \quad (3)$$

A (3) egyenletet stacionáriusnak tekintjük, ha $|\rho| < 1$, vagyis a stacionaritástesztek tulajdonképpen ekvivalensek az egységgyökök ($\rho=1$) számának tesztelésével. Mivel a gyakorlatban egyszerűbb azt tesztelni, hogy egy változó szignifikánsan különbözik-e nullától, ezért a (3) egyenletet kissé átírva, a tesztegyszerű lesz:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t, \text{ ahol } \delta = 1 - \rho, \quad (4)$$

a nullhipotézis pedig: $H_0: \delta = 0$, a $H_1: \delta < 0$ alternatív hipotézis ellenében. A nem stacionárius, egy egységgyököt tartalmazó idősort elsőrendűen integráltnak nevezzük, jelölése: I(1).

Maddala és Kim (1998) a leggyakrabban alkalmazott Bővített Dickey-Fuller egységgyök tesztekkel kapcsolatos méret és teszt erő problémák, valamint kedvezőtlen kismintás tulajdonságai miatt az Elliott, Rothenberg és Stock (1998) féle DF-GLS egységgyök teszt alkalmazását ajánlja. A DF-GLS teszt, az $a_0 = 0$ null hipotézist vizsgálja az (5) regresszióban:

$$\Delta y_t^d = a_0 y_{t-1}^d + a_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + a_p \Delta^p y_{t-p}^d + e_t \quad (5)$$

ahol y_t^d a helyileg trend mentesített y_t idősor, amely attól függ, hogy a vizsgált modellbe konstanst vagy trendet illesztünk be. Egy lineáris trendet tartalmazó modell esetében, a (6) képlet segítségével kapjuk meg az y_t^d trend mentesített sorozatot:

$$y_t^d = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_t \quad (6)$$

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

$$\bar{y} = [y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)y_T] \quad (7)$$

$$\bar{z} = [z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)z_T] \quad (8)$$

Elliott, Rothenberg és Stock érvelése szerint, ha a (9) és (10) egyenletekben $\bar{c} = -7$ rögzített értéket használjuk a konstanst tartalmazó modellben, és $\bar{c} = -13.5$ értéket a lineáris trend modellben, akkor a teszt ereje optimális lesz:

$$z_t = (1, t)' \quad (9)$$

$$\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T} \quad (10)$$

Egységgyök tesztek strukturális törés jelenlétében

Amennyiben a vizsgált idősorok strukturális töréseket is tartalmaznak, kimutatható, hogy az általában alkalmazott (például Dickey-Fuller féle, vagy Elliott-Rothenberg-Stock féle) egységgyök tesztek gyakran nem utasítják el az egységgyök nullhipotézist akkor sem, ha valójában a sorozat strukturális törés jelenlétében stacionárius (Perron, 1989, 1997). Léteznek azonban egységgyök tesztek amelyek képesek kezelni a problémát (Zivot-Andrews, 1992, Perron, 1989, Perron, 1997). A Perron (1989) teszt, háromféle specifikációjú modell tesztelésére nyújt lehetőséget. A (11) egyenlet az ordinátatengely metszetben, a (12) egyenlet a trendben, míg a (13) egyenlet úgy az

ordinátatengely metszetben mind a trendben bekövetkező strukturális törést képes modellezni.

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)DU_t + e_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad (11)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad (12)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad (13)$$

$$\text{ahol, } DT_t = \begin{cases} t & \text{ha } t > TB \\ 0 & \text{másképpen} \end{cases}$$

$$\text{és } DU_t = \begin{cases} 1 & \text{ha } t > TB \\ 0 & \text{másképpen} \end{cases}$$

A Perron (1989) teszt hátránya, hogy előre szükséges ismerni a potenciális töréspont bekövetkeztének az időpontját. Erre van lehetőség amennyiben gazdaságpolitikai, makroökonómiai vagy egyéb háttér-információk rendelkezésre állnak. 1997-ben publikált tanulmányában, Perron a korábbi egységgyök tesztet úgy módosította, hogy az képes endogén módon keresni az esetleges töréspontokat (vagyis nem szükséges *a priori* információ a teszt elvégzéséhez). Az eljárás lényege, hogy minden lehetséges töréspontra (gyakorlatilag a megfigyelések 80%-ra) kiszámoljuk a Student féle t statisztikákat, majd a legkisebbnek megfelelő időpontot tekintjük töréspontnak, hiszen ez a legkedvezőbb az egységgyök nullhipotézis elutasítása szempontjából.

1.2.2. Empirikus módszertan: kointegráció

Több nem stacionárius, illetve nem kointegrált idősor esetben a klasszikus legkisebb négyzetek elvére (Ordinary Least Squares, OLS) alapozott regresszió, valamint a standard statisztikai tesztek torzított becsléseket és/vagy értelmetlen regressziót eredményeznek. Ezért az újabb kutatások kointegrációs technikákat használnak, amelyek alkalmasak a nem stacionárius idősorok modellezésére.

A két leggyakrabban alkalmazott kointegráció-teszt az Engle–Granger kétlépcsős módszer (Engle és Granger 1987, valamint a Johansen-féle többváltozós eljárás,

Johansen 1988). Engle és Granger a kointegrációs kapcsolat reziduumainak stacionaritás vizsgálatára alapozzák tesztjüket. Először egy klasszikus OLS-regresszióval becsüljük a hosszú távú kapcsolatot, majd az innen származó reziduumokat egységgyök-teszteknek vetjük alá. Ha a nem stacionaritás nullhipotézis elutasítható, akkor a változókat kointegráltaknak tekinthetjük.

A Johansen eljárás előnye, hogy egynél több kointegrációs kapcsolatot (vektort) is kezelni tud, valamint, hogy a VECM-rendszer hosszú távú egyensúlyi ponthoz való igazodási sebessége könnyen kiszámolható. Az eljárás a többváltozós autoregresszív környezetbe ágyazott Maximum Likelihood (ML) módszer, ahol a fehérzaj-reziduumok eléréséhez szükséges számú késleltetett változót is beveszünk a modellbe. A teszt során az (14) egyenlethez hasonló vektorhiba-korrektív modellt (Vector Error Correction Model, VECM) becsülünk:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Psi D + u_t, \quad (14)$$

ahol $Z_t = [P_{1t}, P_{2t}]'$, egy (2×1) a két régió $I(1)$ árait tartalmazó vektor, $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$ a rövid távú paramétereket (esetünkben a változók első differenciáinak késleltetett értékeit) tartalmazó (2×2) vektorok, Π a hosszú távú paramétereket tartalmazó (2×2) mátrix, Ψ egy (2×1) paraméter mátrix, D 11 szezonális dummy (amennyiben szükséges) változó, és u_t a fehér zaj sztochasztikus komponens.

$\Pi = \alpha\beta'$, ahol az α mátrix a egyensúlyi állapothoz való igazodás sebességét méri, β mátrix pedig a változók között létező maximum $(n-1)$ kointegrációs kapcsolatot tartalmazza. A konstans, valamint a lineáris trendtől függően a (14) egyenlethez különböző modelleket lehet alkotni. Harris (1995) a gyakorlatban előforduló eseteket M1, M2, M3, M4 modelleknek jelöli, és a következőképpen határozza meg: az M1 modell nem tartalmaz konstans, az M2 esetében a konstans a kointegrációs térre van korlátozva (jelen tanulmányban ez például a régiók közötti szállítási költség abszolút értékét jelölheti), az M3 modellben a konstans nincs korlátozva, és trendet nem tartalmaz – ebben az esetben a hosszú távú, valamint a rövid távú modell konstansainak egy kombinációja közös

értékként kerül a rövid távú modellbe, az M4 esetében pedig a kointegrációs tér a lineáris időtrendet is mint determinisztikus változót tartalmazza

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

A VECM-modellben a késleltetés hosszát az Akaike információs kritérium (AIC) és a Schwarz–Bayesian-kritériumok (SBC) segítségével választjuk ki, majd a nyom- és maximum sajátérték-statisztikákkal teszteljük a kointegráció rangját.

Az egységgyök tesztekhez hasonlóan, amennyiben a valós adatgenerálási folyamat rezsimváltást is tartalmaz, akkor a Johansen 1988 kointegrációs teszt nagy valószínűséggel nem utasítja el a „nincs kointegráció” null hipotézist. Ilyen esetben a Johansen (2000) módszert alkalmazhatjuk, amely úgy képes a kointegráció tesztelésére, hogy figyelembe veszi a rezsim váltásokat. Az eljárás tulajdonképpen a Johansen (1988) módszer maximum két strukturális törést befogadó általánosításának tekinthető (15 egyenlet):

$$\Delta Z_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} + \gamma E_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=2}^q \kappa_{j,i} D_{j,t-i} + u_t \quad (15)$$

ahol a változók valamint paraméterek jelentése megegyezik a (14) egyenletben szereplőkével. $E_t = (E_{1t} E_{2t} \dots E_{qt})'$ egy q dummy változóból álló vector, ahol $E_{j,t} = 1$ amennyiben a t -dik megfigyelés a j -dik periódusba tartozik és 0 másképpen, $D_{j,t-i}$ egy impulzus dummy változó, amely egyenlő 1-el ha a t -dik megfigyelés a j -dik periódus i -dik megfigyelése. és célja hogy a megfelelő reziduuumokat nullává változtassa. Γ_i és $K_{j,i}$ a rövid távú paramétereket tartalmazó mátrixok, α a hosszú távú egyensúlyi ponthoz igazodás sebessége, β a hosszú távú kointegrációs együtthatók, míg μ a hosszú távú kapcsolat konstansa.

Amennyiben a kointegrációs kapcsolat kimutatható, vagyis az árak hosszú távon együtt mozognak, két hipotézist tesztelhetünk. Az első nullhipotézis, hogy β kointegrációs vektor $(1, -1)$ elemekből áll. Amennyiben a nullhipotézist nem utasíthatjuk el, a

piacokat tökéletesen integráltak tekinthetjük, ha azonban elutasítjuk, akkor nem tökéletes integrációról beszélünk. A második hipotézissel a piacok közötti hosszú távú oksági viszonyt tesztelhetjük. Ha a (14) vagy (15) egyenlet α vektora egy tetszőleges sorának minden eleme nulla, akkor a β vektor kointegrációs együtthatói által meghatározott hiba-korrekciós tag nem kerül be az illető sornak megfelelő együttható rövid távú mozgását modellező egyenletbe, a változó pedig gyengén exogén lesz a rendszerre nézve. Amennyiben egy kointegrációs vektorunk van (két változó esetében ez a maximum), akkor a gyengén exogén változó hosszú távon Granger-féle ok-okozati összefüggésben áll a másik változóval (Harris 1995), így tehát megtudhatjuk: a két térben elkülönült piac árai közül melyik a domináns, illetve milyen irányban terjed az árinformáció.

1.2.3. Empirikus módszertan: küszöb-kointegráció

Az eddig ismertett eljárások azt feltételezik, hogy a horizontális ártranszmissziót megalapozó funkcionális kapcsolat alapvetően lineáris. A lineáris módszerek alkalmazását azonban többen (például Barrett 2001, Fackler és Goodwin 2001, Goodwin és Piggott 2001) is kritizálták, mivel nem veszi figyelembe a tranzakciós költségek természetéből adódó tulajdonságokat. Eszerint létezik egy bizonyos úgynevezett semleges sáv, ahol az árak nem integráltak, vagyis nem kapcsolódnak egymáshoz. Ha azonban a piaci sokkok kiváltotta árkülönbség meghalad egy bizonyos küszöböt, az arbitrázs¹ működésbe lép, és kiegyenlíti az árakat. A két árváltozó közötti kointegrációs kapcsolat inaktív addig, amíg a rendszer az egyensúlyi ponttól túl messze nem csúszik. A semleges sávon túl azonban a kointegráció aktiválódik. Másképpen fogalmazva, a küszöb-kointegráció akkor valósul meg, ha a rendszer különböző módon reagál a nagy sokkokra (vagyis a küszöbértéknél nagyobbakra), mint a kis sokkokra. Általában a tranzakciós költségek nagyságrendjére vonatkozó adatok nem, csupán áradatok állnak rendelkezésre. A nem lineáris ártranszmisszió az úgynevezett küszöbhiba-korrekciós (Threshold Vector Error Correction Model, TVECM) modellesalád segítségével tesztelhető. Tong (1983) volt a legelső, aki nem lineáris küszöbidősor-modelleket alkalmazott. Tsay (1989), illetve Balky és Fomby (1997)

¹ Kiegyenlítő kereskedelem, az egyik piacon vásárolt dolog azonnali eladása egy másik piacon az árfolyamkülönbség érdekében.

fejlesztették ki a küszöb típusú autoregresszív folyamatok tesztelési procedúráját. Tekintsük a következő autoregresszív folyamatot:

$$x_{1t} - \beta_1 x_{2t} - \beta_2 x_{3t} - \dots - \beta_k x_{k+1t} = v_t, \quad (16)$$

ahol $v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon$. Mint korábban az egységgyökökről szóló részben tárgyaltuk, ha $|\rho|$ egyhez közelít, akkor v_t nem stacionárius. Balke és Fomby a következőképpen határozzák meg a küszöb-autoregressziót:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)}, & \text{ha } |v_{t-1}| \leq c \\ \rho^{(2)}, & \text{ha } |v_{t-1}| > c, \end{cases} \quad (17)$$

ahol c a küszöbérték, amely elhatárolja a két egymást váltó rendszert. A (17) egyenlet könnyedén kiterjeszthető több küszöbértékre is. Tanulmányaikban Goodwin és Holt (1999), Goodwin és Harper (2000), valamint Goodwin és Piggott (2001) először a Tsay (1989) által szerkesztett teszt segítségével vizsgálják a rendszer nem-linearitását, majd amennyiben a linearitás nullhipotézist elutasítják, egy kétdimenzionális rácskeresést alkalmaznak a küszöbértékek meghatározására. A szerzők két módszert ismertetnek a küszöbértékek megállapítására. Az első egy rácsmódszerrel keresi a küszöbértéket, amely maximalizálja a likelihood függvényt (Obstfeld és Taylor 1997 nyomán), a másik pedig minimalizálja a hibakritérium négyzetösszegét (először Balke és Fomby alkalmazta, 1997-ben). A (18) egyenlet példa egy két (c_1 és c_2) küszöbértékkel rendelkező hiba-korrektív modellre:

$$\Delta p_t^1 = \begin{cases} \alpha^1 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^1 \Delta p_{t-j+1}^2) + \phi^1 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } ECT_{t-1} < c_1 \\ \alpha^2 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^2 \Delta p_{t-j+1}^2) + \phi^2 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } c_1 \leq ECT_{t-1} \leq c_2 \\ \alpha^3 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^3 \Delta p_{t-j+1}^2) + \phi^3 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } ECT_{t-1} > c_2 \end{cases} \quad (18)$$

Az egyik legkorszerűbb (az empirikus elemzésben immár széles körben alkalmazott) Hansen- és Seo-féle (2002) módszer, amely kétváltozós rendszer esetében Maximum Likelihood becsléssel egyszerre keresi (rácsmódszerrel) a kointegráló vektor (β)

elemeit, valamint a küszöbértéket. A szerzők eredeti jelöléseit használva a modell a következő:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A'_1 X_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{ha } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A'_2 X_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{ha } w_{t-1}(\beta) > \gamma, \end{cases} \quad (19)$$

ahol X_{t-1} p dimenziójú $I(1)$ idősorok, amelyek β vektorral kointegrálnak, $w_t(\beta) = \beta' x_t$ pedig az $I(0)$ hibakorrekciós tag. Az így kapott küszöbérték szignifikanciáját, vagyis hogy a folyamat természete lineáris vagy küszöb-kointegrációt követ, egy Lagrange típusú statisztikával lehet tesztelni. A tesztstatisztika nem rendelkezik bizonyított eloszlási elmélettel, emiatt a kritikus értékek táblázatba foglalása sem lehetséges, ezért külön-külön minden becsült TVECM esetén szimulálni kell őket.

1.3. Az árak térbeli integrációja vizsgálatának empirikus eredményei különös tekintettel az európai vizsgálatokra.

Az élelmiszerpiacok térbeli integrációjával egyre növekvő empirikus irodalom foglalkozik, ezek nagy része azonban az Egyesült Államokra koncentrál (lásd Fackler és Goodwin, 2001 összefoglalóját). A következőkben ezért elsősorban a 2000 utáni tanulmányok eredményeit ismertetjük lehetőség szerint az európai piacokra koncentrálva.

1.3.1. Az árak térbeli integrációja a búzapiacon

A nemzetközi búzapiac integrációjáról szóló irodalom két nagyobb csoportba osztható. Az első típusba azok a tanulmányok sorolhatók, amelyek motivációja a tökéletlen verseny vizsgálata a nemzetközi búzapiacon. A tökéletlen verseny létét a búzapiacon azzal indokolják, hogy az öt legnagyobb exportáló ország/régió (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Európai Unió, Argentína) aránya meghaladja a 80 százalékot a világ agrárexportjában. Mohanty és szerzőtársai (1999) a nemzetközi búzapiacot vizsgálták meg 1981-1993 között kointegrációs és hibakorrekciós modelleket alkalmazva. Eredményeik szerint Egyesült Államok, Ausztrália, Európai Unió és Argentína reagálnak a kanadai árdöntésekre, míg Kanada egyáltalán nem reagál a többi

partner ármozgásaira, kivéve Ausztráliát, Hasonlóan, az Egyesült Államok is fontos szerepet játszik a más exportőr árdöntéseiben. A többi exportáló ország, Európai Unió, Argentína reagálnak a kanadai és Egyesült Államokra, de nem befolyásolják a vizet. Várakozásaikkal ellentétben a nemzetközi búzapiacra nem lehetett kimutatni, hogy lenne egy árvezető piacon.

Mainardi (2001) küszöb és sima átmeneti kointegrációs (smooth transition cointegration) modellt alkalmazott a három legnagyobb búzatermelő ország (Argentína, Ausztrália és az Egyesült Államok) árainak vizsgálatára 1973 és 1999 között negyedéves adatokat felhasználva. A sima átmeneti kointegrációval kapott eredmények szerint az ártranszmisszió az országok között aszimmetrikus. Minden szereplő reagál, ha a piaci ár Argentínában a hosszú távú egyensúlyi ár alá esik 20 százalékkal. Ez az arány 75-80 százalékra változik, ha azonos arányú pozitív ársokk történik. Sem a lineáris, sem a nem lineáris modell nem képes megkülönböztetni a nem linearitás forrását. A nem linearitás származhat a változó piaci körülményekből vagy a domináns szereplők piaci erejének változásaiból.

Goshray (2002) az aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgálta a világ búzapiacán az öt legnagyobb szereplőre (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Európai Unió, Argentína) küszöb autoregresszív (TAR) és momentum küszöb autoregresszív (MTAR) kointegrációs modelleket alkalmazva 1980 és 1998 között havi adatokat használva. Az eredmények arra utalnak, hogy a világ búzapiaca erősen integrált, és kevés bizonyíték van az aszimmetrikus ártranszmisszióra. Ahol aszimmetria létezik, annak oka a búza eltérő minősége, amely a végső felhasználás eltérő céljaira vezethető vissza.

Bessler és szerzőtársai (2003) nemzetközi búzapiac árdinamikáját vizsgálták meg hibakorrekciós modell és aciklikus gráfok segítségével az öt legnagyobb termelő esetében 1981 és 1999 között. Úgy találták, hogy Kanada és Ausztrália, ahol állami kereskedelmi ügynökségek léteznek, árai nem kointegráltak hosszú távon, míg az Európai Unió, Argentína és az Egyesült Államok árai között létezik hosszú távú kointegráció. Ez arra utal, hogy az állami marketing ügynökségek piaci ereje miatt ebben a két országban hosszú távon eltérhetnek a világpiaci egyensúlyi áraktól. Az

Európai Unió és Argentína reagál a hosszú távú sokkokra, míg a másik három ország nem. A számítások azt mutatják, hogy Kanada képes a világpiaci árakat befolyásolni, különösen rövidtávon. Az Egyesült Államoknak viszont kevésbé van domináns szerepe a rövidtávon a búza világpiacára. Hasonlóan Mohanty és szerzőtársai vizsgálatához (1996) a szerzők úgy találták, hogy az Egyesült Államok nem képes izolálni magát a kanadai piac eseményeitől.

A kanadai és az egyesült államokbeli búzapiac integrációját régóta vizsgálja a nemzetközi irodalom. Spriggs és szerzőtársai (1982) az Egyesült Államok és Kanada árvezető szerepét vizsgálták Granger oksági teszttel. A szerzők nem találtak bizonyítékot árvezetői szerepre az Egyesült Államok és Kanada között. Gilmour és Fawcett (1987) hasonló eredményre jutott, hogy egyik országnak sincs árvezető szerepe. Mohanty és szerzőtársai (1996) azonban úgy érveltek, hogy a Granger okság inkább a rövid távú dinamikára koncentrál, mint a hosszú távú kapcsolatokra. Ezért a szerzők hibakorrekciós modellt alkalmaztak, amely képes a rövid és a hosszú távú dinamikát egyidejűleg vizsgálni. Számításaik szerint a két ország viszonyában Kanadának van árvezető szerepe. Mohanty és Langley (2003) kointegrációs és hibakorrekciós modelleket alkalmazva úgy találták, hogy a búzapiac integrációja az Egyesült Államok és Kanada között jelentősen javult a NAFTA megállapodást, illetve a Western Grains Transportation Act (WGTA) megszüntetését követően. Ezeknek a vizsgálatoknak a legfőbb korlátja, hogy azt feltételezik, hogy az alkalmazkodás az egyensúlyhoz szimmetrikus, amely azt implikálja, hogy a versenyző árak reakciója az árak csökkenésére illetve növekedésére egyenlő. Goshray (2007) ezért TAR és MTAR kointegrációs modelleket alkalmazva újra megvizsgálta a kanadai és az egyesült államokbeli búzapiacok integrációját, amely már lehetővé az aszimmetria vizsgálatát. Eredményei szerint létezik hosszú távú kapcsolat az Egyesült Államok és Kanada búzapiaca között, továbbá talált egy strukturális törést a hosszú távú kapcsolatban. A számítások arra utalnak, hogy az árak szimmetrikusak reagálnak a strukturális törés előtt és aszimmetrikusan utána. Ez az eredmény részben a WGTA megszűnése, illetve az eltérő búzaminőségre vezethető vissza. A szerző úgy találta, hogy az Egyesült Államok árai nagyobb érzékenységet mutatnak a kanadai árak csökkenésére, mint azok növekedésére. A kanadai búzaárak viszont függetlenül alakulnak az Egyesült Államok

búzaáraitól. Hasonlóan a korábbi tanulmányok eredményeihez, a bonyolultabb módszerek is megerősítették Kanada árvezető szerepét az Egyesült Államokkal szemben.

Az európai búzapiacról tanulmányok száma meglehetősen korlátozott. Érdekes módon két gazdaságtörténeti kutatás is foglalkozik ezzel a témával. Ejrnæs és Persson (2000) a piaci integrációt és a szállítási költségek hatását vizsgálták Franciaországban 1925 és 1903 között küszöbhiba-korrektív modellt alkalmazva. Eredményeik szerint a piacok közel voltak egymáshoz, akár a középkorban, és a sokkok az egyensúlyi küszöbhez két-három hét alatt alkalmazkodtak. A távolabbi piacokhoz való alkalmazkodás sebessége néhány héttel később történt. Szemben a korábbi tanulmányokkal, amelyek a búzapiac tökéletlen integrációját hangsúlyozták, a szerzők számításai szerint a francia búzapiac a 19. század második felében már erősen integrált volt. Federico (2007) az olasz búzapiac integrációját vizsgálta a 19 században. A szerző úgy találta, hogy az olasz búzapiac jól integrált volt. A piaci integráció folyamatosan erősödött a 19 század során, a búzapiacon ez a folyamat sokkal gyorsabb volt, mint más mezőgazdasági termékek esetében. A búzaárak konvergenciája az 1840-es évek végén kezdődött meg és újrafolytatódott az 1870-1880-as években az olasz egyesítés követő rövid divergencia után. A nemzeti szintű konvergencia a tengeri szállítás fejlődését követően történt meg, amikor az olasz piacok megnyíltak a tengerentúli termelők előtt.

Thompson és szerzőtársai (2002) a búzapiac integrációját elemezték három EU tagországban (Franciaország, Németország, Egyesült Királyság) különös tekintettel arra hogyan hatott a CAP reform a hosszú távú alkalmazkodás sebességére. A szerzők negyedéves adatokat használtak az 1976-1999 közötti időszakra SUR hibakorrektív modellt alkalmazva. Az eredmények szerint az európai búzapiacon erős bizonyíték van az egy ár törvényének érvényesülése mellett. Az EU-ban lezajlott piacliberalizálás növelte a hazai árak és a világpiacon áruk együttmozgását az Uruguay-i forduló utáni időszakban.

Dawson és szerzőtársai (2006) az árpa és a búza ára közötti kapcsolatot vizsgálták a Londoni határidős piacon 1996 és 2002 között. A szerzők hosszú távú kapcsolatot

találtak a két termék árai között. Ugyanakkor szignifikáns strukturális törés volt 2000 októberében, amikor a CAP intervenciók árakat csökkentették. Az eredmények arra utalnak, hogy az árpa és a búzapiac tökéletesen integrált. A Granger oksági elemzés azt mutatta, hogy az árpa ára okozza a búza árát.

1.3.2. Az árak térbeli integrációja a húspiacon

Meyer (2004) az európai sertéspiac térbeli integrációját vizsgálta tranzakciós költségek jelenlétében. Hibakorrekciós és küszöbhiba-korrekciós modellt alkalmazott a német és a holland sertéshúspiac elemzésére az 1989 és 2001 közötti időszakban heti adatokat felhasználva. Eredményei szerint a rövid távú reakcióknak a késleltetett árváltozásokra csak Németországban van szignifikáns hatása a német vagy a holland sertés árváltozásokra. Míg az ECM modell eredményei azt mutatták, hogy hosszú távon mindkét piac árai reagálnak a hosszú távú egyensúlytól való eltérésre addig a TVECM modell szerint ez a hatás csak a német sertéspiac esetében szignifikáns. A számítások megerősítik, hogy a német és a holland sertéshúspiacok között szignifikáns tranzakciós költség található.

Serra és szerzőtársai (2006) a sertéspiac térbeli integrációját az Európai Unióban az egységes piac létrejötte után nem lineáris küszöb modelleket és nem paraméteres módszereket alkalmazva. A szerzők heti adatokat használtak 1994-2004 között Németország, Spanyolország, Franciaország és Dánia esetében, amelyek az EU vezető sertéshús termelői és kereskedői. Mindkét módszerrel úgy találták, hogy a sertéspiacok az EU-ban integráltak, ahol létezik térbeli ártranszmisszió. A nem paraméteres módszerek általában magasabb fokú ártranszmissziót mutattak, mint a küszöb modellek. A szerzők mindkét módszerrel úgy találták, hogy az ártranszmisszió Németország és Dánia és Franciaország között aszimmetrikus, Németország javára. Továbbá az ártranszmisszió szimmetrikus Németország és Spanyolország között. A negatív árkülönbségek Németország és Dánia vagy Franciaország között gyorsan korrigálódtak, míg a pozitív árkülönbségek sokkal lassabban. Németország és Spanyolország között az alkalmazkodás gyorsasága azonos volt függetlenül az árkülönbségek előjelétől. A szerzők szerint ezek az eredmények azzal magyarázhatók, hogy Németország és

Spanyolország között nagy a fizikai távolság és a kereskedelem is kevésbé intenzív, mint a többi ország pár esetében. További érdekes eredmény, hogy a tranzakciós költségek sávja nagyobb volt, amikor az ártranszmissziót a legnagyobb importáló illetve a legnagyobb exportáló ország között vizsgálták. Ez arra utal, hogy az importáló országban a sertésárak nagyobb tranzakciós költséget tartalmaznak, mint az exportáló országban.

Jalonoja és szerzőtársai (2006) a finn és a német sertéshús illetve marhahús piacok integrációját vizsgálták meg 1995 és 2005 között heti adatokat használva. Eredményeik szerint a mindkét országban a marhahús árak stacionáriusak voltak, ezért a finn marhahús árak nem kointegráltak a német marhahús árakkal. Következésképpen az import marhahúst valószínűleg különböző termékként kezelték a finn fogyasztók. A sertéshúspiacon azonban szignifikáns kointegráció volt kimutatható. A Granger oksági elemzés szerint az információk a két piac között egyirányúak, nevezetesen a német árak okozzák a finn árakat. A szerzők találtak hosszú távú kapcsolatot a finn és a német sertésárak között, de az alkalmazkodás sebesség alacsony volt a nemzetközi irodalomban eddig talált értékekhez viszonyítva. Rövidtávon a német sertésárak hatása a finn sertésárakra elhanyagolható volt. Ezt azzal magyarázzák, hogy a késleltetett finn sertésárak dominálták a finn sertéspiac rövid távú dinamikáját. A küszöbkointegrációs modellben aszimmetrikus kointegrációt találtak hosszú távon. A német sertés árakban bekövetkezett pozitív sokkokra a finn sertésárak gyorsabban reagáltak, mint a negatív sokkokra. Az eredmények ezért nem támasztják alá a feldolgozók és kereskedők oligopol piaci helyzetéből fakadó erőfölényének kihasználását. A finn sertésárak relatíve alacsony alkalmazkodási sebessége a német sertéspiacokon történt árváltozásokra arra utal, hogy rövid távon a feldolgozók képesek tompítani a nemzetközi piacokon történt nagyobb áringadozásokat. A lassú alkalmazkodás másik lehetséges oka a termelők és a feldolgozók között szerződéses kapcsolatokra vezethető vissza.

Vollrath és Hallahan (2006) az Egyesült Államok és Kanada húspiacainak térbeli integrációját vizsgálták különös tekintettel a CUSTA és a NAFTA kereskedelmi megállapodások hatásaira a piacok integrációjára. A tanulmány újítása, hogy a termelői

ársorozatok mellett bevonja a vizsgálatba azokat a tényezőket, amelyek még befolyásolhatják a piaci árcapcsolatokat, mint az alkalmazkodás késleltetése, az árfolyamváltozások, és a kereskedelempolitikai korlátozások változásait. Két módszert alkalmaznak, egyrészt a szokásos LOP modellt, amellyel a piacok térbeli hatékonyságát elemzik. Másrészt, egy VAR modellt, amellyel a piacok összekapcsolódását vizsgálják. Az empirikus elemzés szerint a csirke piaca a két országban szegmentált, amely azért nem meglepő eredmény, mert baromfiszektor kínálati menedzsment által irányított szektor Kanadában. A kanadai és egyesült államokbeli sertés piac jobban integrált, mint a kanadai és egyesült államokbeli marhahús piac. A marhahús piac alacsonyabb fokú integrációját a szerzők az országeredet-megjelölés követelményeivel és a nemzeti minőségi standardok különbségeire vezetik vissza. A másik szignifikáns korlátnak a két ország közötti árfolyamok bizonyultak. Érdekes eredmény, hogy a húspiacok sokkal kevésbé integráltak, mint ahogy azt a kutatók a kereskedelmi korlátozások lebontása után várták volna.

2. A kiválasztott piacok bemutatása

2.1. A kiválasztott piacok jellemzői Magyarországon

2.1.1. A búzapiac Magyarországon

A gabonaféléken belül a búzatermelésnek meghatározó szerepe van, a gabonafélék területén belül 2006-ban 38 százalékot tett ki az arányuk. A búzatermelésre használt földterület 54 százalékán az egyéni gazdaságok termelnek. A búzatermelésre használt földterület 1 és 1,1 millió hektár között ingadozott leszámítva az 1999-es évet. A termelés és a termésátlagok az időjárás függvényében erőteljesen ingadoztak. A búzatermelés 2,6-6 millió tonna, míg a termésátlagok 2,6-5,1 tonna/hektár között mozogtak (1. táblázat).

1. Táblázat. A búzatermelés fontosabb mutató

	ezer hektár	ezer tonna	kg/hektár
1996	1 193	3 910	3 280
1997	1 247	5 258	4 210
1998	1 183	4 895	4 140
1999	734	2 638	3 590
2000	1 024	3 692	3 600
2001	1 206	5 197	4 310
2002	1 110	3 910	3 510
2003	1 114	2 941	2 640
2004	1 174	6 007	5 120
2005	1 131	5 088	4 500
2006	1 075	4 376	4 070

2.1.2. A sertés piac Magyarországon

A sertésállomány drasztikusan csökkent a kilencvenes évek első felében. Az elmúlt tíz évben a sertések száma 3,8 és 5,5 millió között mozgott, az utóbbi években a szezonális ingadozások mellett lényegében stagnált. A sertéstartásban az 1990-es évek elején még domináló egyéni gazdaságok szerepe fokozatosan csökkent, 2006-ban mindössze 37 százalékát adták a sertéstermelésnek (2. táblázat).

2. Táblázat. A sertések száma (ezer darab) és az egyéni termelők aránya a sertés termelésben

Év	sertések száma	egyéni termelők aránya
1995	5032	52,8%
1996	5289	53,2%
1997	4931	53,7%
1998	5479	55,5%
1999	5335	54,9%
2000	4834	48,6%
2001	4822	50,3%
2002	5082	48,2%
2003	5138	46,3%
2004	4059	41,6%
2005	3853	39,5%
2006	3987	36,8%

Forrás: KSH: Stadat adatbázis

Az átlagos sertésállomány nagysága üzemtípusonként egyértelműen mutatja a hazai sertéstermelés duális szerkezetét. Az átlagos sertésállomány nagysága az összes üzemre vetítve egy növekvő trendet mutat, a vizsgált időszakban 56 százalékkal növekedett, 2006-ban 16 darab bolt. Azonban ez az átlag szám eltakarja az üzemtípusonként meglévő óriási különbségeket. Az egyéni gazdaságok 2006-ban átlagosan 6 darab sertést tartottak, míg a gazdasági szervezetek 4191 darabot. Az átlagos sertésszám azonban mindkét csoportban emelkedett, amely a koncentráció növekedését mutatja a sertéstermelésben, lásd 3. táblázat:

3. Táblázat. Az átlagos sertésállomány nagysága üzemtípusonként

Év	Egyéni gazdaságok	Gazdasági szervezetek	Összes
1996	5,6	3836	10,2
1997	5,0	4177	9,3
1998	5,6	4595	10,2
1999	5,9	4484	10,7
2000	5,2	3374	10,6
2001	6,3	3891	12,7
2002	7,0	4137	14,5
2003	5,2	3903	11,3
2004	6,7	3884	16,0
2005	6,6	4164	14,2
2006	6,3	4191	15,9
2006/1996	105%	111%	156%

Forrás: KSH: Stadat adatbázis

A sertést tartó gazdálkodók száma drasztikusan csökkent, számuk 2006-ban mindössze 46 százaléka volt a 10 évvel korábbinak. A 4. táblázat azt mutatja, hogy a csökkenés üteme jelentősen eltér üzemtípusonként. Az egyéni gazdálkodók száma 46 százalékkal, míg a gazdasági szervezetek száma 9 százalékkal esett vissza a vizsgált időszakban. A számok megerősítik a sertéstermelésben végbemenő koncentrációt.

4. Táblázat. Az sertést tartó gazdálkodók száma üzemtípusonként

Év	Egyéni gazdaságok	Gazdasági szervezetek	Összes
1996	540000	652	540 652
1997	529000	547	529 547
1998	539000	531	539 531
1999	496000	537	496 537
2000	456000	736	456 736
2001	379000	623	379 623
2002	348 795	637	349 432
2003	434 135	681	434 816
2004	344 278	610	344 888
2005	270 906	581	271 487
2006	250 297	594	250 891
2006/1996	46%	91%	46%

Forrás: KSH: Stadat adatbázis

2.2. A kiválasztott piacok jellemzői Európai Unióban²

2.2.1. A búzapiac az Európai Unióban

Az Európai Unió búzatermelése 100 millió tonna körül mozog.

5. Táblázat. A búzatermelés az Európai Unióban (ezer tonna)

	EU 15	Németo.	Spanyolo.	Franciao.	UK
1996	na	18921,7	6040,5	35935,2	16103
1997	94895,8	19826,8	4676,3	33861,8	15018
1998	103888,4	20187,5	5436,3	39796,9	15423
1999	97656,2	19615,4	5281	36953,3	14866
2000	105182,4	21621,5	7293,6	37353,4	16700
2001	91640,5	22837,8	5007,7	31540,3	11580
2002	104132,7	20817,7	6822,2	38933,4	15973
2003	90637,8	19259,8	6019	30481	14327
2004	112321,2	25427,2	7096,7	39692,9	15473
2005	102065,6	23692,7	3814,9	36885,5	14877
2006	99755,1	22427,9	5575,9	35366,8	14747

Forrás: Eurostat

² Az Európai Unió alatt a következőkben az EU 15-öket értjük.

Az Európai Unió búzapiacán négy ország játszik meghatározó szerepet: Németország, Franciaország, Spanyolország és az Egyesült Királyság. Részesedésük a búzatermelésből meghaladja a 80 százalékot. Az EU-n belüli búzakereskedemben ez a négy ország adja az import mintegy 30 százalékát és az export több mint 80 százalékát. Németország búzatermelése enyhén növekvő trendet mutat, míg a másik három ország erős ingadozás mellett inkább stagnál (5. táblázat).

A gabonatermelő gazdaságok száma, akárcsak a farmok száma általában folyamatosan csökken. Az EU-ban 2000 és 2005 között több mint 16 százalékkal csökkent a gabonatermelő farmok száma (6. táblázat). Az EU átlagánál nagyobb csökkenést Németországban és Spanyolországban tapasztaltak, míg a visszaesés az Egyesült Királyságban volt a legkisebb. Az átlagos üzemnagyság jelentősen szóródik a négy legnagyobb búzatermelő ország között. A búzatermelő farmok átlagos területe 2000-ben legmagasabb az Egyesült Királyságban (51,4 hektár) volt, míg a másik három ország átlagos területe 18-24 hektár között mozgott.

6. Táblázat. A gabonatermelő gazdaság száma az Európai Unióban

	2000	2003	2005	2005/2000
EU15	2665,49	2375,39	2225,09	83,5%
Németország	308,66	264,96	245,08	79,4%
Spanyolország	386,97	330,44	315,24	81,5%
Franciaország	n.a.	331,28	311,74	94,1%*
Egyesült Királyság	65,03	61,01	59,77	91,9%

Forrás: Eurostat

*2005/2003

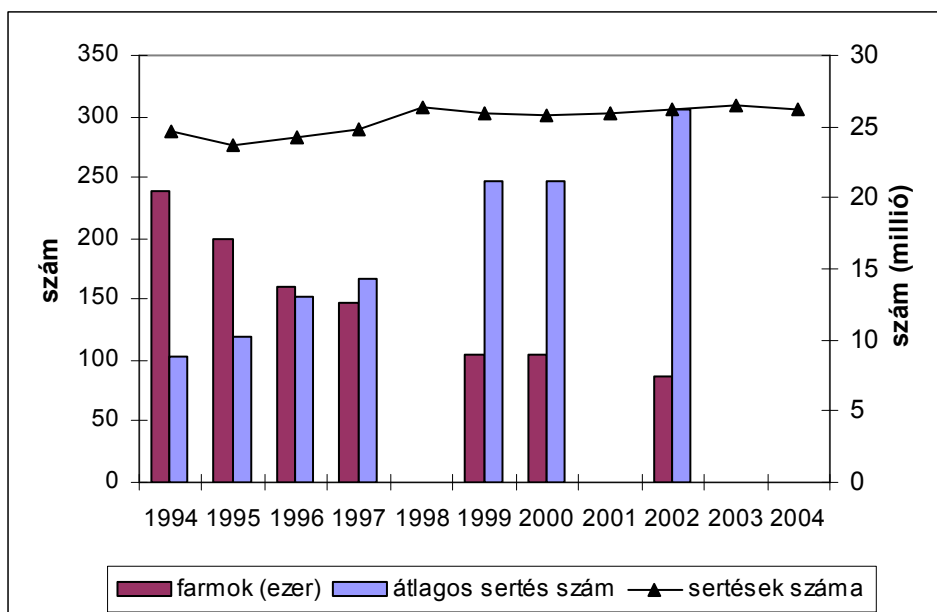
2.2.2. A sertés piac az Európai Unióban

Az Európai Unió vezető szerepet játszik a világ sertéshústermelésében és kereskedelmében. A világ második legnagyobb sertéstermelője Kína után, és némi távolsággal az Egyesült Államok követi. Az EU sertéshús termelési kapacitása konzisztensen száz százalék fölött van, amely jól magyarázza a szektor

exportorientáltságát különösen néhány ország esetében. Noha jelentős külkereskedelmet folytatnak az EU-n kívüli országokkal, a sertéshús külkereskedelme az EU-n belül sokkal intenzívebb. A sertéshús termelés az EU mezőgazdasági bruttó termelési értékének 8 százalékát teszi ki. A sertéshús termelése az összes tagállamban többnyire intenzív körülmények között zajlik, amely jelentősen csökkenti az országok közötti heterogenitást.

Az EU négy legnagyobb sertéshústermelője Németország, Spanyolország, Franciaország és Dánia. Ezek az országok adják az EU sertéshús termelésének 60 százalékát. Ez a négy ország egyben adja az EU-n belüli kereskedelem jelentős részét, Dánia a legnagyobb exportőr, míg Németország a legnagyobb importőr.

1. Ábra. A sertések száma, az átlagos sertés szám és a sertést tartó farmok száma Németországban



Forrás: ZMP

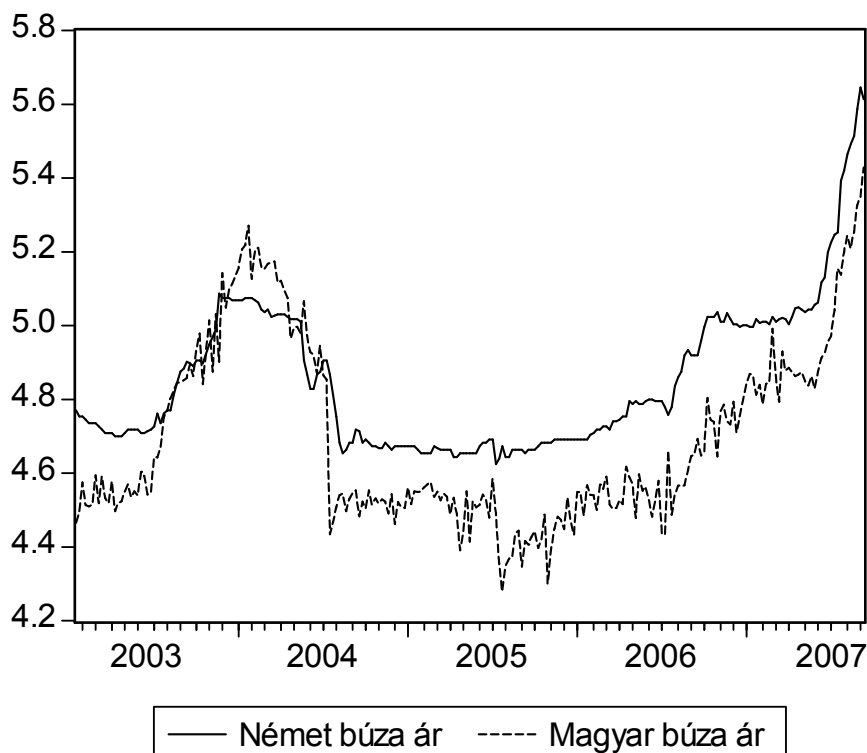
A 1. ábra a későbbi vizsgálatunk szempontjából fontos Németország sertéstermelésének néhány mérőszámát mutatja. Láthatjuk, hogy a sertések száma enyhén növekedett. Egy évtized alatt a sertést tartó farmok száma több mint 50 százalékkal csökkent, amely a farmonként átlagos sertésszám növekedését eredményezte. Ez a strukturális változás

sertésszektorban a termelők alkuerejének a megváltozásához vezetett. A termelés koncentrációja a sertéshús kínálati láncon belül a piaci erő újraelosztásához vezetett.

3. A kiválasztott piacok térbeli integrációjának elemzése

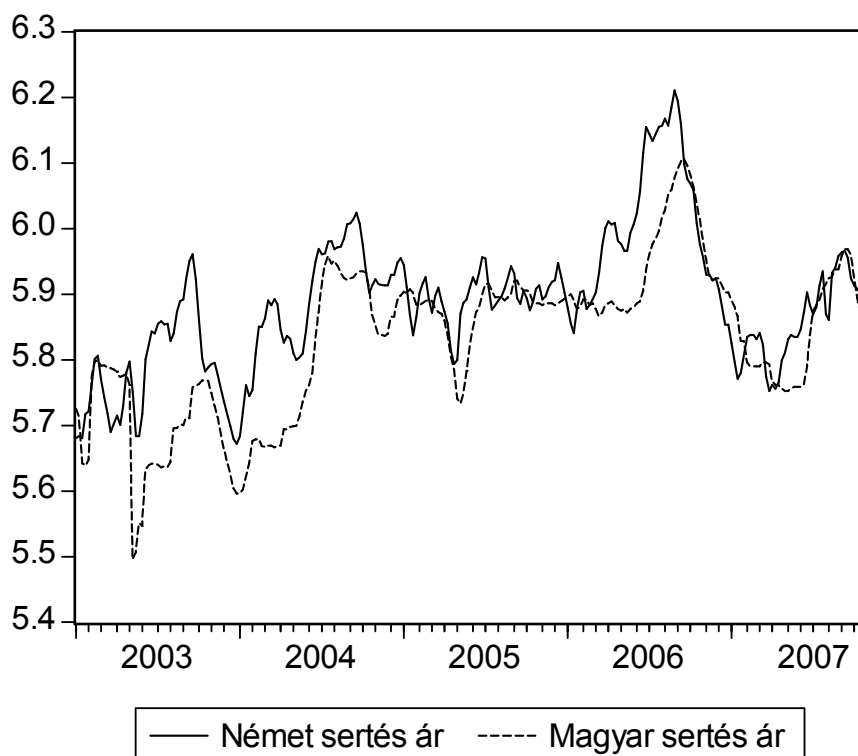
Az empirikus kutatáshoz használt idősorokat a 2. illetve 3. ábrán mutatjuk be. A búzapiac térbeli integrációjának a vizsgálatához heti, magyar (PWH) illetve német árakat (PWG) tartalmazó, 2003 január, és 2007 szeptember közötti, 243 megfigyelésből álló adatbázist használtunk. Az Agrárgazdasági Kutató Intézetből (AKII) származó árakat logaritmizáltuk. A sertéspiac térbeli integrációjának elemzéséhez heti magyar (PPH) illetve német árakat (PPG) tartalmazó, 2003 január és 2007 október közötti, 250 megfigyelésből álló idősorokat alkalmaztunk. Az áradatokat a sertéshús esetében is az AKII heti piaci jelentéseiből gyűjtöttük össze, majd logaritmizáltuk.

2. Ábra. A magyar és német búza árak alakulása a vizsgált időszakban



Forrás: AKII

3. Ábra. A magyar és német sertésárak alakulása a vizsgált időszakban



Forrás: AKII

3.1. Az idősorok tulajdonságainak tesztelése

Az empirikus elemzést a magyar és német búza illetve sertésárak egységgyök tesztelésével kezdjük. Az 1.2.1 fejezetnek megfelelően, a DF-GLS valamint a Perron (1997) teszt eljárásokat használjuk. A 7. táblázat, a magyar és német búzaárak, valamint ezek első differenciáinak az egységgyök teszt eredményeit mutatja be. Az első differenciák tesztelése azért szükséges, hogy meggyőződjünk valóban csak egy-egy egységgyököt tartalmaznak a vizsgált idősorok (vagyis elsőrendűen, és nem másod-, vagy magasabbrendűen integráltak). A 7. táblázat eredményei alapján megállapíthatjuk, hogy specifikációtól függetlenül, az egységgyök nullhipotézist nem tudjuk elutasítani a magyar és német búza árakra, ellen határozottan elutasíthatjuk azok első differenciájára, vagyis az árak elsőrendűen integráltak, tehát nem stacionáriusak.

7. Táblázat. Elliott, Rothenberg, Stock, (DF-GLS) egységgyök tesztek a búza árakra³

Változó	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
PWH	Konstans	1	0,523
	konstans és trend	1	-0,788
PWG	Konstans	1	2,201
	konstans és trend	1	0,065
Δ PWH	Konstans	5	-3,548
	konstans és trend	0	-21,13044
Δ PWG	Konstans	2	-4,986
	konstans és trend	0	-11,228

A DF-GLS tesztek 0.90 (0.95) konfidencia intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal – 1,614 (-1,943), konstanssal és trenddel pedig –2,624 (-2,921). A késleltetést az SBC kritérium határozta meg.

Mivel strukturális törés jelenlétében a standard egységgyök tesztek megbízhatatlanok, vagyis nem utasítják el az egységgyök nullhipotézist még akkor sem ha az valójában hamis, a 8. táblázatban Perron féle, strukturális törést is figyelembe vevő módszerrel teszteljük a változók szint értékeit.

8. Táblázat. Perron féle egységgyök tesztek⁴ a búza árakra

Változó	Késleltetés	Töréspont (t-statisztika)	Teszt statisztika	5% kritikus érték
PWH	1	79 (- 110,9)	0,419	-2,88
PWG	1	236 (104,3)	1,000	- 2,88

Bár a töréspontok mindkét ár esetében magasan szignifikánsak, az egységgyök nullhipotézist a tesztstatisztikák nem utasítják el. Megállapíthatjuk tehát, hogy a búza piac árai elsőrendűen integráltak.

³ EVIEWS 5.0 ökonometriai szoftvert használtuk a DF-GLS egységgyök tesztek futtatásához.

⁴ Helmut Lütkepohl féle JMulti szoftvert használtuk a strukturális töréses egységgyök tesztek elvégzéséhez (<http://www.jmulti.de>).

A 7. táblázathoz hasonlóan, a 9. táblázat a magyar és német sertéshús árak integrációjának teszteredményeit mutatja be. A búza árakhoz hasonlóan, a sertéshús árak is elsőrendűen integráltak.

9. Táblázat. Elliott, Rothenberg, Stock, (DF-GLS) egységgyök tesztek a sertéshús árakra

Változó	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
PPH	Konstans	1	-1,766
	konstans és trend	1	-2,774
PPG	Konstans	2	-1,147
	konstans és trend	2	-2,184
Δ PPH	Konstans	1	-7,081
	konstans és trend	0	-10,271
Δ PPG	Konstans	1	-10,690
	konstans és trend	1	-10,738

A DF-GLS tesztek 0.90 (0.95) konfidencia intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal – 1,614 (-1,943), konstanssal és trenddel pedig –2,624 (-2,921). A késleltetést az SBC kritérium határozta meg.

Hogy robusztus eredményeket kapjunk, a 10. táblázatban Perron féle, strukturális törést is figyelembe vevő módszerrel teszteljük a sertéshús árak integrációját.

10. Táblázat. Perron féle egységgyök tesztek a sertéshús árakra

Változó	Késleltetés	Töréspont (t-statisztika)	Teszt statisztika	5% kritikus érték
PPH	14	95 (-31,48)	- 2,018	-2,88
PPG	2	241 (49,5)	-2,502	-2,88

A búza árakhoz hasonlóan, bár a töréspontok szignifikánsak, a 9. táblázatban kapott eredményeken nem változtatnak, vagyis a sertés piac árai elsőrendűen integráltak.

3.2. Kointegrációs elemzés

Az előző fejezetben megállapítottuk, hogy úgy a magyar és német búza, mint a sertés árak is nem stacionáriusak, vagyis az egyszerű OLS regresszió nem alkalmas vizsgálatukra. A 11. táblázat első felében, a módszertani fejezetben ismertetett nyom és maximum saját érték statisztikák által a specifikációs modellek függvényében választott kointegrációs vektorok számát mutatjuk be. Az eredmények azt mutatják, hogy a magyar és német búzaárak nem kointegráltak, vagyis nincs közöttük hosszú távú kapcsolat. A táblázat középső illetve alsó panelében, két modellszelekciós kritérium által választott kointegrációs kapcsolat számát mutatjuk be. Bár az AIC kritérium az M4 modell esetében egy kointegrációs kapcsolatot talál, az árak térbeli integrációja esetében egy hosszú távú trendet tartalmazó modell elképzelhetetlen. Az SBC kritérium megerősíti a nyom és maximum sajátértéken alapuló eredményeket.

11. Táblázat. Johansen (1988) kointegrációs teszt⁵ a német és magyar búza árakra

Kointegrációs vektorok száma modellenként (5% szignifikancia szinten)				
Modell	M1	M2	M3	M4
Nyom statisztika	0	0	0	0
Maximum saját érték statisztika	0	0	0	0
Akaike Információs Kritérium által választott modell és kointegrációs vektorok száma				
Modell	M1	M2	M3	M4
Kointegrációs vektorok száma				
0	-7.628713	-7.628713	-7.619579	-7.619579
1	-7.625923	-7.620528	-7.617156	-7.636439*
2	-7.598060	-7.587122	-7.587122	-7.612357
Schwarz bayesi Kritérium által választott modell és kointegrációs vektorok száma				
Modell	M1	M2	M3	M4

⁵ A Johansen (1988) kointegrációs teszteket az EVIEWS 5.0 szoftverrel végeztük el.

Kointegrációs vektorok száma				
0	-7.156191*	-7.156191*	-7.117524	-7.117524
1	-7.094336	-7.074174	-7.056035	-7.060552
2	-7.007407	-6.966936	-6.966936	-6.962639

Mivel strukturális törés jelenlétében, a Johansen 1988 próba általában nem talál kointegrációs kapcsolatot, megismételjük a tesztet a Johansen 2000 módszerrel. Az Perron 1997 tesztekkel meghatározott strukturális törések közül a 79. héten bekövetkezett törésponttal végezzük el a tesztet⁶. Az eredményt a 12. táblázatban mutatjuk be.

12. Táblázat. Johansen (2000) kointegrációs teszt⁷ $t=79$ töréspontra a német és magyar búza árakkal

Kointegrációs vektorok száma	Nyom statisztika	Szignifikancia szint	90% kritikus érték	95% kritikus érték
0	25,91	0,035	22,76	24,90
1	5,39	0,552	10,86	12,68

A 12. táblázat eredményeiből következik, hogy amennyiben figyelembe vesszük a töréspontot, akkor találunk kointegrációs, vagyis hosszú távú kapcsolatot a német illetve magyar búza árak között. Mivel strukturális törés van a kointegrációs kapcsolatban, az M2 modellt, ahol a konstans a hosszú távú kapcsolatra van korlátozva, választjuk.

A 13. táblázatban a magyar és német sertéshús árak közötti kointegrációt teszteltük Johansen (1988) módszerrel. A búzaárakhoz képest, az eredmények sokkal egyértelműbbek. A Pantula elvet (lásd módszertani fejezet) követve, valamint a térbeli

⁶ A német búza árban megállapított 236. héten bekövetkező töréspont túlságosan közel van a minta végéhez (243) ezért nem alkalmas a modellbe illesztésre, hiszen a töréspont után nem marad a becsléshez szükséges számú megfigyelés .

⁷ Helmut Lütkepohl féle JMulti szoftvert használtuk a Johansen (2000) kointegrációs tesztek elvégzéséhez (<http://www.jmulti.de>).

integráció elméletnek megfelelően, az M1 modellt választva, egy kointegrációs vektort találunk a magyar és német sertéshús árak között. Az Akaike modellszelekciós kritérium alátámasztja a nyom, illetve sajátérték statisztikák teszt eredményeit.

13. Táblázat. Johansen (1988) kointegrációs teszt a német és magyar sertéshús árakra

Kointegrációs vektorok száma modellenként (5% szignifikancia szinten)				
Modell	M1	M2	M3	M4
Nyom statisztika	1	2	2	1
Maximum saját érték statisztika	1	2	2	1
Akaike Információs Kritérium által választott modell és kointegrációs vektorok száma				
Modell	M1	M2	M3	M4
Kointegrációs vektorok száma				
0	13.60700	13.60700	13.62239	13.62239
1	13.55847*	13.56651	13.57411	13.57275
2	13.59085	13.56554	13.56554	13.56697
Schwarz bayesi Kritérium által választott modell és kointegrációs vektorok száma				
Modell	M1	M2	M3	M4
Kointegrációs vektorok száma				
0	13.72067*	13.72067*	13.76447	13.76447
1	13.72897	13.75121	13.77302	13.78587
2	13.81818	13.82128	13.82128	13.85113

Megállapíthatjuk, hogy nem stacionárius ár idősorok páronként kointegráltak, így lehetséges a közöttük levő hosszú távú kapcsolat modellezése. A következő lépés a megfelelő hibakorrektív modellek felírása, majd tesztelése.

3.3. Hibakorrekciós modellek

A módszertani fejezetben tárgyalt (14) egyenlet alapján becsüljük a hiba korrekciós modellt a búza árakra, a (15) egyenlet alapján pedig a strukturális törést tartalmazó sertéshús árakra. Az eredményeket a 14, illetve 15 táblázatok mutatják be. Mindkét táblázatban, a becsült paraméterek alatt zárójelben a standard hibát, szögletes zárójelben pedig a Student féle t statisztikát közöljük.

14. Táblázat. Hiba korrekciós modell⁸ a német és magyar búza piacra

	Korlátolatlan modell	
Kointegráló vektor		
PWG_{t-1}	1,000	
PWH_{t-1}	-0,797 (0,073) [-10,860]	
konstans	-1,007 (0,035) [-2,92]	
strukturális törés (79. hét)	-0,108 (0,036) [-2,958]	
VECM	ΔPWG	ΔPWH
Hiba korrekció (α)	0,013 (0,021) [0,641]	0,261 (0,061) [4,262]
ΔPWG_{t-1}	0,183 (0,069) [2,643]	0,481 (0,204) [2,353]
ΔPWG_{t-2}	0,015 (0,069) [0,222]	-0,014 (0,204) [-0,069]

⁸ Helmut Lütkepohl féle JMulti szoftvert használtuk a strukturális töréses VECM modell becslésére (<http://www.jmulti.de>).

ΔPWG_{t-3}	0,097 (0,069) [1,407]	-0,147 (0,204) [-0,717]
ΔPWG_{t-4}	-0,084 (0,067) [-1,258]	-0,217 (0,198) [-1,093]
ΔPWH_{t-1}	0,095 (0,023) [4,064]	-0,314 (0,069) [-4,543]
ΔPWH_{t-2}	0,090 (0,025) [3,615]	-0,120 (0,073) [-1,635]
ΔPWH_{t-3}	0,108 (0,024) [4,427]	-0,004 (0,072) [-0,059]
ΔPWH_{t-4}	0,056 (0,022) [2,561]	0,008 (0,064) [0,128]
adj. R^2	0,35	0,33
Korlátozások tesztelése		
$\beta_{PPG} = -\beta_{PPH}$	$\chi^2(1) = 7,629$ (p = 0,005)	
$\alpha_{PPG} = 0$	$\chi^2(1) = 0,21$ (p = 0,56)	
Portmanteau autókorreláció teszt	$\chi^2(42) = 52,87$ (p = 0,121)	
Normalitás teszt (Jarque- Bera)	p = 0,000	

15. Táblázat. Hiba korrekciós modell⁹ a német és magyar sertéshús piacra

	Korlátatlan modell	
Kointegráló vektor		
PPG _{t-1}	1,000	
PPH _{t-1}	- 1,053 (0,015) [-68,912]	
VECM	Δ PPG	Δ PPH
Hiba korrekció (α)	0,008 (0,020) [0,435]	0,081 (0,018) [4,475]
Δ PPG _{t-1}	0,605 (0,063) [9,662]	0,047 (0,057) [0,826]
Δ PPG _{t-2}	-0,311 (0,066) [-4,665]	0,033 (0,06) [0,56]
Δ PPH _{t-1}	0,071 (0,067) [1,058]	0,263 (0,061) [4,295]
Δ PPH _{t-2}	0,015 (0,067) [0,231]	0,047 (0,06) [0,777]
adj. R ²	0,29	0,22
regresszió F – stat	26,14	18,49
Korlátozások tesztelése		
$\beta_{PPG} = -\beta_{PPH}$	$\chi^2(1) = 7,503$ (p = 0,006)	
$\alpha_{PPG} = 0$	$\chi^2(1) = 0,193$ (p = 0,660)	

⁹ EVIEWS 5.0 szoftvert használtunk a VECM modell becslésére

Portmanteau autókorreláció teszt	$\chi^2(52) = 58,43$ ($p = 0,251$)
Normalitás teszt (Jarque-Bera)	$p = 0,000$

AIC és SBC modellszelekciós kritériumokat alkalmaztunk a helyes késleltetés meghatározásához. A búza piac modell esetében $l=2$, míg a sertéshús piac esetében $l=4$ késleltetéseket választották a kritériumok. Elmondhatjuk, hogy a modellek jól specifikáltak, a reziduumok nem tartalmaznak autókorrelációt. A reziduumok egyik piac modelljében sem normális eloszlásúak, ezért az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb csoportra is igazak (von Cramon-Taubadel, 1998). Másrészt pedig, kellő számú impulzus dummy bevitelével, a reziduumok normális eloszlásúvá válnak. A modellek magyarázó ereje (R^2) nem túl magas, de megfelel a hasonló tanulmányokban általában kapott értékeknek. A táblázatok első felében a német és magyar piacok közötti hosszú távú kapcsolatot mutatjuk be. Bár a β_1 együtthatók mindkét modell esetében 1-hez közeli értékek, a $\beta_1 = 1$ nullhipotézist (lásd 14., 15. táblázatok alsó panelje) mindkét piac esetén elutasítjuk, vagyis a magyar és német piacok térbeli integrációja nem tökéletes. A búza árak esetében a hosszú távú kapcsolat konstans is tartalmaz, amely a 79. megfigyelés után vagyis, 2004 júliusa után változik. A konstans is és a strukturális törés is magasan szignifikánsak a hosszú távú egyenletben. 2004 júliusa után, a magyar és német piacokat összekapcsoló egyenlet konstansa 0,108 értékkel megnő. Mivel a térbeli kapcsolatban a konstans (β_0) mint a szállítási vagy egyéb tranzakciós költségek abszolút értéke is értelmezhető, ezért megállapíthatjuk, hogy ez a költség 2004 után megnőtt.

Mi lehet a magyarázata a 2. ábrán is jól megfigyelhető, 2004 júliusában bekövetkezett törésnek? A 2004-es gabonatermés kiemelkedően jó volt, és a várható magas hozamról szóló hírek aratás előtt érték el a piacot, aminek következtében a gabona árak, és ezen belül a búza árak lezuhantak.

Az alkalmazkodás sebessége vektor (α), megmutatja, hogy a magyar és német árak közötti rövid távú kapcsolat mennyire gyorsan és milyen mértékben igazodik a hosszú távú kapcsolathoz, amennyiben egy exogén sokk éri a rendszert. Másképpen fogalmazva, amennyiben a rövid távú kapcsolat túlságosan távolra kerül a hosszú távú

egyensúlyi ponttól, az alkalmazkodás sebessége „visszahúzza” a rendszert az egyensúlyi pont felé. A 14 és 15 táblázatokban, az α érték szignifikáns a magyar árakra, ellenben nem szignifikáns a német sertés illetve búza árakra. A 14 és 15 táblázatok alsó paneljében teszteljük hogy vajon a rövid távú német árakat leíró rendszeralkalmazkodás sebessége változói (α_{PPG} , α_{PWG}) nullává korlátozhatóak-e. A nullhipotézist nem utasíthatjuk el, tehát a német árak nem adjusztálódnak a magyar-német hosszú távú árkapcsolathoz, a magyar árak ellenben igen. Ebből következik, hogy a német árak gyengén exogének, vagyis, hogy a német búza illetve sertés piac árai Granger okozzák magyar búza valamint sertés árakat.

A következő lépésben, a tranzakciós költségek elméletének jobban megfelelő, valamint a horizontális integrációt jobban modellezni képes hiba korrekciós módszertannal is elemezzük a kiválasztott piacokat.

3.4. Küszöb hibakorrekciós modellek

A lineáris kointegrációs kapcsolat létezése feltétele a hibakorrekciós modellek becslésének. Mivel a búza piacon csak strukturális törés figyelembevételével állapíthatunk meg kointegrációt, a TVECM modellt csak a sertéshús piacra tudjuk megbecsülni. Több késleltetést használtunk, a 16. táblázat első oszlopa mutatja az adott modellben szereplő késleltetések számát. A második oszlop a lineáris modell reziduumainak autókorrelációját vizsgálja Breusch-Godfrey próba segítségével. A harmadik illetve negyedik oszlopok a küszöb hibakorrekciós modellek első és második rezsimej reziduumainak az autókorrelációját teszteli. Az ötödik oszlop az Akaike modellszelekciós kritérium értékeit mutatja. A hatodik oszlop a két rezsime elválasztó „küszöb” értéke, a γ . A következő két oszlop az első (hiba korrekciós tagok kisebbek, mint γ), illetve második (hiba korrekciós tagok nagyobbak, mint γ) rezsimekbe tartozó megfigyelések számát tartalmazza. Végül, a 16. táblázat utolsó oszlopában a *Supremum Lagrange Multiplikátor* (supLM) statisztika *bootstrap* eljárással szimulált kritikus érték alapján kiszámolt valószínűségét (p – érték) mutatjuk be. A nullhipotézis minden esetben a lineáris modell, az alternatív pedig valamilyen fajta hiba korrekciós, nem-lineáris adjusztálást megengedő modell.

16. Táblázat. Küszöb hibakorrekciós modell¹⁰ a magyar és német sertéshús piacra

Késleltetés	B&G lineáris	B&G küszöb I, rezsím	B&G küszöb II, rezsím	AIC	γ	% I, rezsím	% II, rezsím	supLM p-érték
1	0,00	0,00	0,00	-1881	0,05	58,4	41,5	0,00
2	0,11	0,00	0,00	-1872	0,05	58,3	41,7	0,00
3	0,00	0,00	0,00	-1855	0,06	65,8	34,1	0,00
4	0,2	0,00	0,00	-1841	0,06	63,2	36,7	0,00
5	0,13	0,00	0,00	-1839	0,04	51,6	48,3	0,00

A táblázat legfontosabb eredménye a supLM statisztikák szignifikanciája, amely szerint erős nem-lineáris trendet tartalmaznak az adatok, vagyis a lineáris modell nullhipotézist elutasítják. Ebből következik, hogy valamilyen küszöb hibakorrekciós modell jobban leírja az adat generáló folyamatot mint egy lineáris modell. A Breusch-Godfrey autókorreláció próbák alapján a lineáris modellek reziduumaiban általában nem, a küszöb hibakorrekciós modellek reziduumaiban ellenben autókorreláció van, bármely késleltetés esetén. Az Akaike modellszelekciós kritérium 1 késleltetés esetén éri el a minimumot. A küszöb értéke bármely késleltetés esetén 0,05 körül van, míg a megfigyelések körülbelül 60 – 40 % arányban oszlanak meg a rezsimek között.

A küszöb 0,05 értéke azt jelenti, hogy a hibakorrekciós mechanizmus akkor indul be, ha a magyar illetve német sertés árak közötti különbség meghaladja a hosszú távú egyensúlyi árak 5%-át (mivel az áradatok természetes alapú logaritmusát használtuk elemzésünkhöz). A felhasznált 250 heti adat alapján, körülbelül 150 hétben volt kisebb az árkülönbség a küszöbnél, és körülbelül 100 hétben volt ennél nagyobb. Másképpen, a második rezsímbe tartozó megfigyelések esetén volt érdemes sertéshússal kereskedni Magyarország és Németország között.

¹⁰ GAUSS nyelvben írt programokat használtunk a TVECM model becslésére. A programok megtalálhatóak B. Hansen honlapján (<http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>).

A 17. táblázat, az alkalmazkodási sebesség paraméter becsült értékeit illetve azok standard hibáit mutatja be rezsimenként és országonként a késleltetés hossz függvényében.

17. Táblázat. Alkalmazkodási sebesség paraméterek a TVECM modellben

Késleltetés	α_{IG}	α_{IH}	α_{IIG}	α_{IIH}
1	-0,05 (0,07)	0,1 (0,09)	-0,05* (0,02)	0,1* (0,01)
2	-0,02 (0,07)	0,09 (0,1)	-0,02 (0,02)	0,09* (0,01)
3	-0,01 (0,04)	0,1* (0,03)	-0,01 (0,03)	0,1* (0,02)
4	-0,01 (0,05)	0,08 (0,05)	-0,01 (0,02)	0,08* (0,02)
5	-0,01 (0,07)	0,09 (0,1)	-0,01 (0,02)	0,09* (0,02)

* 5%-os szignifikancia szintet jelöl.

Ahogy vártuk, az első rezsimben egy kivétellel egyik alkalmazkodási sebesség paraméter sem szignifikáns. A kivétel, három késleltetés esetén, a magyar rövidtávú egyenletnek megfelelő (α_{IH}) alkalmazkodási sebesség paraméter. Ezzel szemben, a második rezsimben az összes magyar rövid távú egyenletre vonatkozó (α_{IIH}) alkalmazkodási sebesség paraméter szignifikáns és pozitív. Ezek értelmezése a következő: amennyiben a német és magyar sertéshús árak közötti különbség nagy, akkor a magyar áraknak növekedniük kell, hogy közelítsék a német piac árait. Ahogy az első rezsimben, úgy a második rezsimben sem szignifikánsak a német piacot leíró TVECM alkalmazkodási sebesség paraméterei (α_{IG} és α_{IIG}), vagyis ahogy a VECM modellek

esetében is, a német árak gyengén exogének, tehát ahogyan az várható volt, a magyar árak igazodnak a német árakhoz és nem fordítva.

4. Következtetések

Kutatásunkban a magyar és EU-15 mezőgazdasági piacok térbeli integrációját vizsgáltuk, modern idősoros ökonometriai módszerekkel. Az EU 15-ös árak proxyjaként a német búza illetve sertéshúsárakat választottuk. Ahogy vártuk, a magyar árak hosszútávon igazodnak az EU 15 árakhoz, vagyis a magyar gabona és sertéshús piacok árelfogadóak. Az elemzés kimutatótt ugyan hosszú távú kapcsolatot a magyar és német árak között (az árpárok kointegráltak, igaz, a búza piac esetében csupán a 2004 nyár elején bekövetkezett strukturális törés figyelembevételével sikerült kointegrációt kimutatni), azonban az integráció fokának a vizsgálata során megállapítottuk, hogy az nem tökéletes. Másképpen, az *Egy Ár Törvényének* úgy a szigorú mint a gyenge verzióját elutasítottuk (a térbelileg különböző piacok árai közötti kapcsolatban a meredekség együtthatója egyik esetben sem volt egyenlő 1-el). Ezek következménye hogy kihasználatlan potenciálok rejtőznek a magyar és EU 15-ös árak közötti transzmisszió hatékonyságában. További kutatást igényel annak a kiderítése, hogy mi is okozza a torzulást az árinformáció szabad áramlásában. Módszertani szempontból a kutatás folytatható bonyolultabb nem-lineáris modellek vizsgálatával. Jelen tanulmányban, a hosszú távú kapcsolatban levő strukturális törés miatt nem tudtuk a búzaárak kapcsolatát nem-lineáris módszerekkel is elemzi, más módszertani megközelítéssel talán ez is megoldható lenne.

Irodalomjegyzék

- Bakucs Lajos Zoltán* (2005a): Aszimmetrikus ártranszmisszió a mezőgazdasági piacokon. *Külgazdaság*, 7–8. sz.
- Bakucs Lajos Zoltán* (2005b): Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon. *Közgazdasági Szemle*, 9. sz.

- Bakucs Lajos Zoltán – Fertő Imre* (2006): A makrogazdasági változók hatása a magyar mezőgazdaságra. *Külgazdaság*, 7–8. sz.
- Balke, N. S. – Fomby, B. W.* (1997): Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 627–645. old.
- Barrett, C.* (2001): Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. *Review of Agricultural Economics*, 1. sz.
- Bessler, D.A. – Yang, J. – Wongcharupan, M.* (2003): Price Dynamics in the International Wheat Market: Modeling with Error Correction and Directed Acyclic Graphs. *Journal of Regional Science*, 43 (1) 1-33. o.l.d
- Blank, S. C. – Schmiesing, B. H.* (1990): Whimsical Aggregation of Temporal Data, Market Identification and Fragile Results. *Agribusiness*, 1. sz.
- Capp, O. – Sherwell, P.* (2005): Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated with Fluid Milk Products. Előadás az Amerikai Agrárközgazdasági Társaság konferenciáján, Providence, 2005. július 24–27.
- Von Cramon – Taubadel, S. – Loy, J. P. – Meyer, J.* (2006): Data aggregation and vertical price transmission: An experiment with German food prices. *Agribusiness*
- Darvas Zsolt* (2004): Bevezetés az idősorelemzés fogalmaiba. Egyetemi jegyzet, Budapest
- Dawson, P. J. – Dey, P. K.* (2002): Testing For the Law of One Price: Rice Market integration in Bangladesh. *Journal of International Development*, 14 sz.
- Dawson, P. J. – Sanjuan, A.I. – White, B.* (2006): Structural Breaks and the Relationships between Barley and Wheat Futures Prices on the London International Future Exchange. *Review Agricultural Economics* 28 (1) 585-594
- 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 sz.
- Dickey, D. A. – Fuller, W. A.* (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49. sz.

- Ejrnaes, M. –Persson, K.G. (2000): Market Integration and Transport Costs in France 1825–1903: A Threshold Error Correction Approach to the Law of One Price. *Extrapolation in Economic History*, 37. 149-173. old.
- Fackler, P. L. – Goodwin, B. K.* (2001): Spatial Market Integration. *Handbook of Agricultural Economics*. G. Rausser és B. Gardner (szerk.). Amsterdam: Elsevier Publishing
- Federico, G.* (2007): Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy. *Extrapolation in Economic History*, 44. 293-316. old.
- Fertő Imre* (2000): Hogyan alakulnak a mezőgazdasági árak hosszú távon? *Gazdálkodás*, 5. sz.
- Frey, G. –Manera, M.* (2007): Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21 (2) 349-414
- Gilmour, B. – Fawcett, P.* (1987): The relationship between US and Canadian wheat prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 35, 237-254
- Ghoshray, A.* (2007): An Examination of the Relationship Between U.S. and Canadian Durum Wheat Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 55, 49-62
- Ghoshray, A.* (2002): Asymmetric Price Adjustment and the World Wheat Market. *Journal of Agricultural Economics*, 53 (2) 299-317
- Gomez-Plana, A.G. – Devadoss, S. (2004): A spatial equilibrium analysis of trade policy reforms on the world wheat market. *Applied Economics*, 36, 1643-1648
- Goodwin, B. K. – Piggott, N. E.* (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Thresholds Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83. [2.] sz.
- Goodwin, B. K. – Schroeder, T. C.* (1991): Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 2. sz.
- Hansen, B. E. – Seo, B.* (2002): Testing for TwoRegim Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models. *Journal of Econometrics*, 110. sz.
- Harris, R. I. D.* (1995): Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf
- Tun-Hsiang, E.Y. – Bessler, D.A. – Fuller, S.W. (2007): Price Dynamics in U.S. Grain and Freight Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 55, 381-397

- Jalonoja, K. – Liu, X. – Pietola, K. (2006): Asymmetric transmission of price information between the meat market of Finland and other EU countries – Testing for signs on oligopolistic behaviour. MTT Discussion Paper, 2006/2. Agrifood Research Institute, Helsinki.
- Lyon, C. C. – Thompson, G. D.* (1993): Temporal and Spatial Aggregation: Alternative Marketing Margin Models. *American Journal of Agricultural Economics*, 3. sz.
- Mainardi, S.* (2001): Limited Arbitrage in International Wheat Markets: Threshold and Smooth Transition Cointegration. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 45 (3) 335-360
- McCorrison, S., Morgan, C.W., Rayner, A.J. [2001]: Price transmission: the interaction between market power and returns to scale. *European Review of Agricultural Economics*. 28[2] sz. 143 – 159 old.
- Mészáros Sándor – Popovics Péter* (2004): Price transmission and its analysis in the milk and dairy sector: a survey. *Studies in Agricultural Economics*, No. 101.
- Meyer. J.* (2004): Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. *Agricultural Economics*, 31, 327-334.
- Mohanty, S. – Peterson, W.E. – Smith, D.B.* (1996): Relationships between Canadian and U.S. Wheat Prices: Cointegration and Error Correction Approach. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44. (3) 265-276
- Mohanty, S. – Meyers, W. – Smith, D.B.* (1999): A Reexamination of Price Dynamics in the International Wheat Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 47. (1) 21-29
- Mohanty, S. – Langley, S.* (2003): The Effects of Various Policy Regimes in the Integration of North American Grain Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 51. (1) 109-120
- Orbáné Nagy Mária* (2002): A magyar élelmiszer-gazdaság termelői és fogyasztói árai az Európai Unió árainak tükrében. *Agrárgazdasági tanulmányok*, 1. sz. Agrárgazdasági Kutató és Informatikai Intézet
- Orbáné Nagy Mária* (2003): A élelmiszer-fogyasztás és a fogyasztói árak konvergenciája Magyarország és az EU között. *Agrárgazdasági tanulmányok*, 5. sz. Agrárgazdasági Kutató és Informatikai Intézet

- Popovics Péter – Tóth József* (2006): Az ártranszmisszió és az árak aszimmetrikus alakulása Magyarország tejvertikumában. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz.
- Serra, T. – Gil, J. M. – Goodwin, B. K.* (2006): Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in the EU pork markets. *European review of Agricultural Economics*, 33 (3) 415-436.
- Sexton, R. J. – King, C. L. – Carman, H. F.* (1991): Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery. *American Journal of Agricultural Economics*, 3. sz.
- Thompson, S.R. – Sul, D. – Bohl, M.T.* (2002): Spatial Market Efficiency and Policy Regime Change: Seemingly Unrelated Error Correction Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 84 (4) 1042-1053
- Tomek, W. G. – Robinson, K.* (2003): *Agricultural Product Prices*. Cornell University Press, Ithaca and London
- Tong, H.* (1983): *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. New York, Springer Verlag
- Tóth József* (2003): Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz.
- Tsay, R. S.* (1989): Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84. [404.] sz.
- Vollrath, T. – Hallahan, C.* (2006). Testing the Integration of U.S. – Canadian Meat and Livestock Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 54. (1) 55-79