



Közzététel: 2023. június 30.

A tanulmány címe:

**A piaci méret és az árkövető szerep vizsgálata néhány európai ország sertésárai alapján**

Szerzők:

**MARCSIN TAMÁS**

a Debreceni Egyetem Ihrig Károly Gazdálkodás és Szervezéstudományok Doktori Iskolájának PhD-hallgatója

E-mail: marcsin.tamas@econ.unideb.hu

**BALOGH PÉTER**

a Debreceni Egyetem intézetigazgató egyetemi tanára és az ELKH-DE High-Tech Technológiák a Fenntartható Gazdálkodásban Kutatócsoport vezetője

E-mail: balogh.peter@econ.unideb.hu

**BITTNER BEÁTA**

a Debreceni Egyetem egyetemi adjunktusa

E-mail: bittner.beata@econ.unideb.hu

**SZENDERÁK JÁNOS**

a Debreceni Egyetem egyetemi adjunktusa

E-mail: szenderak.janos@econ.unideb.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2023.06.hu0542>

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

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

Marczin Tamás – Balogh Péter – Bittner Beáta – Szenderák János

## A piaci méret és az árkövető szerep vizsgálata néhány európai ország sertésárai alapján

An analysis of market size and price-tracking based on pig prices  
in some European countries

Marczin Tamás, a Debreceni Egyetem Ihrig Károly Gazdálkodás és Szervezéstudományok Doktori Iskolájának PhD-hallgatója

E-mail: marczin.tamas@econ.unideb.hu

Balogh Péter, a Debreceni Egyetem intézetigazgató egyetemi tanára és az ELKH-DE High-Tech Technológiák a Fenntartható Gazdálkodásban Kutatócsoport vezetője

E-mail: balogh.peter@econ.unideb.hu

Bittner Beáta, a Debreceni Egyetem egyetemi adjunktusa

E-mail: bittner.beata@econ.unideb.hu

Szenderák János, a Debreceni Egyetem egyetemi adjunktusa

E-mail: szenderak.janos@econ.unideb.hu

A mezőgazdaság és ezen belül a sertésenyésztés esetében az integrált piacszerkezet és a nagy üzemméret versenyelőnynek tekinthető, mivel így maximalizálható a hatékonyság, és kiszámíthatóbbak az értékesítési árak. Az európai sertésenyésztésről több tanulmány, elemzés megállapította, hogy azok az országok tudnak hosszú távon érvényesülni, amelyek integrált formában végzik a tevékenységüket. Ebben a cikkben a heti sertésértékesítési árakat aszimmetrikus ártranszmisszióval elemezve azt vizsgáljuk, hogy bizonyítható-e az integrált és nagy volumenű piacméret, illetve az árkövető szerep közötti fordított kapcsolat egyes európai országokban. Ehhez a németországi központi sertésértékesítési árat (ZMP) vettük alapul, amely korábbi vizsgálatok alapján is bizonyítottan befolyásolja a kontinens piaci értékesítési árait, utóbbiak közül többet is (Magyarország, Hollandia, Spanyolország, Dánia, Lengyelország, Ausztria) ehhez viszonyítottunk. Eredményeink azt támasztják alá, hogy a nagy volumennel rendelkező, főként vertikális integrációt kialakító országok piaci függetlenebbek a németországi áráktól, mint az alacsonyabb szervezetségi szintet képviselő – általában kisebb állománnyal rendelkező – országokéi. Ugyanakkor Dánia esetében is kimutatható volt a németországi árakkal való ártranszmisszió, ennek az lehet a magyarázata, hogy a két ország sertéspiacai nagyon szoros kapcsolatban vannak egymással.

Kulcsszavak: európai sertés piac, sertésár, kointegráció, aszimmetrikus ártranszmisszió

In the case of agriculture, and in particular pig production, it can be observed that an integrated market structure and large farm size can be seen as a competitive advantage, as it maximises efficiency and makes sales prices more predictable. In the case of European pig farming, several studies and analyses have shown that countries that are integrated in their activities are the ones that can succeed in the long term. In this study, we used asymmetric price transmission to analyse weekly pig sales prices to investigate whether there is evidence of an inverse relationship between integ-

rated and large-scale market size and price-tracking in some European countries. For this purpose, we used the German central pig selling price (ZMP), which has been shown to influence market selling prices on the continent based on previous studies, and compared it with weekly selling prices in several major European markets (Hungary, the Netherlands, Spain, Denmark, Poland, Austria). Our results support the idea that markets in countries with high volumes, mainly vertically integrated, are more independent of German prices than those in countries with lower levels of integration, usually with smaller herds. However, price transmission with prices in Germany was also found in Denmark, which may be explained by the fact that the pig markets of the two countries are very closely linked.

Keywords: European pig market, pig price, cointegration, asymmetric price transmission

**Az** európai és a hazai sertésenyésztés az utóbbi években óriási átalakuláson ment keresztül, ami az üzemméretben, az integrációban, a piacszervezésben és az ellátási csatornáknban egyaránt megfigyelhető. Fontos kiemelni, hogy a vezető európai sertésártó országok egyik fő versenylőnye abban mutatkozik meg, hogy a teljes termékpályát átfogják, főként vertikális együttműködések sorozatán keresztül. Ennek köszönhetően a vásárlói igényeket maximálisan ki tudják elégíteni, és nagyobb méretük révén képesek befolyásolni a piacot. Ez a befolyásolás az értékesített volumenekben és ehhez kapcsolódóan az értékesítési árakra gyakorolt hatásban mutatkozhat meg.

Aránylag kis sertésállományunk miatt a rendszerváltás óta hazánk fokozottan ki van téve a világpiaci hatásoknak, emellett árkövető szerepet tölt be. A világpiac hatása az utóbbi években az afrikai sertéspestis, a Covid19-pandémia és más tényezők által felerősödött, így a hazai szabadpiac szereplői akár heti szinten is jelentős árváltozással szembesültek.

Az európai sertéspiacon megjelenő országok között erős diverzifikáció mutatkozik méret, integráció és szabályozottság szempontjából, érdemes összehasonlítani az egymásra gyakorolt hatásukat, ami alapján megállapíthatóvá válik, hogy mely ágazati modell és méret a határvonala az árkövető szerepnek.

A vizsgálat szempontjából a kiindulási pontot a németországi ZMP adta (56% színhús, 4 °C maghőmérsékletű hasított sertés ára), amely európai szinten meghatározónak tekinthető, hazánk több nagy húsfeldolgozója is ehhez igazítja felvásárlási árait. A kutatás során a ZMP értékesítési áraihoz viszonyítottuk a többi kiválasztott ország árait, és arra voltunk kíváncsiak, történik-e egymás felé hatás, úgymond „együttmozgás” az egyes országok sertésárai között. Az országok kiválasztásának szempontja az volt, hogy a meghatározó európai sertés-hús-előállító országokat és ezek partner országait le tudjuk fedni.

## 1. Irodalmi áttekintés

Korábbi elemzések alapján elmondható, hogy a világ és hazánk sertéságazatának gazdasági tényezőiben jelentős változás történik. *Szymańska (2017)* megállapításai alapján a világszerkezet egyik fő tendenciája a magas fokú koncentráció, mind a tőke, mind a technológia esetében. A sertésszektor tekintetében kiemelhető a nagyfokú homogenitás és a termékpálya szervezethez. Világviszonylatban a piaci tendenciák egyik fő befolyásolója Kína, ezt *Stepień és Sapa (2016)* is alátámasztotta vizsgálatuk során. Kína szerepe folyamatosan nőtt a világszerkezetben, sertésfogyasztásuk is egyre nagyobb. Emellett fontos kiemelni, hogy a fogyasztói döntések is átalakultak (*Vida, 2013; Vida–Szűcs, 2020*). Az európai országok tekintetében is az előzőekhez hasonló megállapításokat tehetünk: a sertéságazat az egyik legjelentősebb mezőgazdasági ágazat az Európai Unióban (EU), és a sertés a legtöbbet fogyasztott hús (*Vida–Szűcs, 2016*). Az EU Kína után a világ második legnagyobb sertésfogyasztója, valamint a sertésfogyasztás és az abból készült termékek legnagyobb exportőre. A legjelentősebb sertésfogyasztó országok, Németország, Spanyolország és Franciaország az EU teljes sertésfogyasztásának mintegy felét adják (*Bellini, 2021*).

Napjainkban a koncentráció és a folyamatoptimalizálás szerepe felértékelődött a sertésszektorban, amit *Marczin és munkatársai (2020)* vizsgálata is bizonyított. *Bonneau és munkatársai (2011)* elemzése kimutatta, hogy az európai sertéságazat jelentős része (a vágás 87%-a) az általuk vizsgált 23 országban nagyüzemi rendszerekben működik, a versenyképességre optimalizáltan. Az európai kontinens sertésfogyasztását – ellátási lánc szempontból – *Dazzi és Campanella* átfogó vizsgálatnak vetette alá (*2020*), és megállapította, hogy az ágazat jelentős változásokon megy keresztül, elsősorban a fokozódó globális verseny, az automatizálás hatásai, az új fogyasztási szokások megjelenése, valamint a környezeti fenntarthatóság és az állatjólét iránti megújult elkötelezettség miatt.

Magyarország sertéságazata ki van téve a piaci versenynek, a világszerkezet változásai nagy hatással vannak rá. A nyugat-európai vezető sertésfogyasztó országokhoz képest hazánk nagyobb kihívásokkal néz szembe, míg az értékesítési árak szempontjából kevésbé homogén. *Marczin és munkatársai (2020)* időszerelemzése alapján is megállapítható, hogy Németországhoz és Hollandiához mérten a heti szintű értékesítési árak kilengése nálunk jelentősebb, ami az ágazat alacsonyabb szintű szervezethez támasztja alá. Magyarország és több kisebb európai sertésfogyasztó ország állománya csökken, ezt *Csonka és munkatársai (2021)* elemzése is megállapította. Pozitívnak tekinthető, hogy a hazai sertéságazat koncentrációja napjainkra már jelentős mértékű.

Az európai sertéságazat összefüggéseit, piaci viszonyait már többen vizsgálták különböző aspektusok alapján. *Bakucs és munkatársai (2009)* regressziós modellezéssel megállapította, hogy a sertéspiaci erő mértéke kimutatható, az integráció jelentősen megmutatkozik a németországi piac és a magyarországi sertéságazat esetében is. *Griffith és Piggott (1994)* szerint az egyes ágazatok között eltérhet az ártranszmisszió mértéke, attól függően, hogy az inputoldal milyen hatással van a termelőkre, a piac mérete kis- és nagykereskedelmi szempontból milyen, az ágazati integráció mértéke mekkora. Megállapították, hogy a vizsgált ausztrál piacon a marha- és a bányahús kereskedelmében megjelent az aszimmetrikus ártranszmisszió, ezzel szemben a sertés piac kevésbé mutatott ilyen jellegű tendenciát. A sertéságazat vertikális láncának elemzése során *Shi-Wei és munkatársai (2012)* megállapították, hogy ártranszmissziós szempontból az élő sertés értékesítési ára van a legnagyobb hatással a sertéshús árára. Ez a tény az általuk vizsgált teljes 18 éves időszakra érvényes volt. A megállapítás mellett fontos kiemelni, hogy takarmányalapanyag-oldalról a kukorica ára jelentősen befolyásol, azonban itt késleltető hatást tapasztalunk. Több tanulmány megállapítása egybehangzóan amellett szót, hogy az ártranszmissziós folyamatok *upstream* irányban erőteljesebbek, hamarabb érvényesülnek, miközben *downstream* irányban hatásuk eltolt, szakaszos. *Jensen és Møller (2007)* kimutatta, hogy az ártranszmissziós hatásokat érdemben befolyásolja az ágazati koncentráció is.

A magyarországi sertéságazat vizsgálata során megállapítható, hogy a vezető sertéstartó országokhoz képest jóval széttagoltabb hazai piacról beszélhetünk. *Marczin és munkatársai (2020)* elemzése alapján is elmondható, hogy a magyar sertéságazat értékesítési árai a nyugat-európai és az integráció által szabott árakkal összevetve sokkal heterogénebb képet mutatnak. *Bakucs és Fertő (2014)* elemzése megállapította, hogy a német sertéságazat integráltnak tekinthető ártranszmissziós szempontból, kointegráció fedezhető fel a magyarországi és a németországi árak között. *Popp és munkatársai (2015)* kutatása szerint a hazai sertéságazat jellemzője a nehéz tervezhetőség, a versenyképesség és az értékesítési csatornák fejlettsége alacsonyabb. *Balogh (2018)* értekezésében kiemelte, hogy a hazai sertéságazat integráció, hatékonyság szempontjából elmaradottabb európai versenytársainál, miáltal a piaci zavaroknak jóval inkább ki van téve.

A fenti megállapítások alapján a magyarországi sertéságazat árkövető szerepének és horizontális ártranszmissziós kapcsolatának elemzése a versenytársakhoz képest megalapozott, a német értékesítési árak bázisként való értelmezése indokolt.

## 2. Anyag és módszer

Elemzésünket átfogó adatgyűjtés előzte meg, aminek alapját az Agrárközgazdasági Intézet adatbázisa (*Sertésinfó*, 2023) adta. Az adatok a 2010 1. hete és 2021 5. hete közötti időszakot ölelték fel ( $T=577$ ). Az adatsorok (országok) kiválasztása – ahogy korábban is említettük – a diverzifikációt szem előtt tartva történt, mivel így átfogó képet kaphatunk a piacok egymásra hatásáról és a piacméret adata előnyökről, hátrányokról. A vizsgálat 7 ország adatait ölelte fel, a bázis Németország volt. A ZMP-ár meghatározónak tekinthető több európai ország értékesítési árának kialakításában. Ágazati méret és integrációs arány alapján a vizsgálatban Spanyolország mint Európa legnagyobb sertésállománnyal rendelkező országa, továbbá a teljes vertikális integráció példjaként szerepelt. Kisebb ágazati mérettel rendelkezik Hollandia és Dánia, azonban előbbi fejlett a malacértékesítésben és az ágazati integrációban, utóbbit pedig előszeretettel említik az ágazati koncentráció mintapéldájaként. A fentiek mellett a vizsgálatban szerepelt még Lengyelország is, ahol az állomány mérete közepesnek tekinthető, és az integráció mértéke is hasonló a magyarországihoz. A kisebb ágazati méretű országok között Ausztriát vizsgáltuk, ahol érdemes kiemelni az integráció és az érdekérvényesítés magas szintjét. Magyarországot azért szerepeltettük, mert itt kisebb ágazatról beszélhetünk, és az integráció aránya az előbbi országokénál alacsonyabb, mindemellett a hazai ágazat esetén többször jelenik meg a szakma mértékadó szakemberei véleménye alapján, hogy a németországi értékesítési árak az árképzésre jelentős hatással vannak.

A vizsgálat módszertanának kiválasztása során olyan elemzési lehetőséget kerestünk, amely az idősorok közötti rövid és hosszú távú egymásra való hatást vizsgálni tudja. Erre ideálisnak tekinthető a kointegráció és az aszimmetrikus ártanszmisszió, továbbá a korreláció alapú klaszterezés.

### 2.1. Kointegráció és aszimmetrikus ártranszmisszó elemzés

*Engle és Granger (1987)* megmutatta, hogy két nem stacioner (időben nem stabil) idősor lineáris kombinációja egyes esetekben stacioner (időben stabil) idősort eredményez. Ezt nevezzük kointegrációnak. Ilyenkor a két idősor hosszú távon nem tér el a kialakított hosszú távú egyensúlytól. A kointegráció segítségével felállíthatunk egy hibakorrekciós modellt (*Error Correction Model*, ECM), amely egyetlen modellben vizsgálja a rövid és a hosszú távú hatásokat. Ebben a hosszú távú egyensúlyi állapotól való eltérés esetén a korrekciót ugyanaz a paraméter mutatja akkor is, ha az eltérés negatív vagy pozitív. Ez automatikusan

szimmetrikus korrekciót feltételez. Az aszimmetrikus hibakorrekciós modell (*Asymmetric Error Correction Model*, AECM) felírása a következő (*Meyer–Von Cramon-Taubadel, 2004; Frey–Manera, 2007*):

$$\Delta y_t = \sum_{h=1}^r \beta_h \Delta y_{t-h} + \sum_{i=0}^s \alpha_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^q \alpha_j^- \Delta x_{t-j}^- + \lambda^+ ECT^+ + \lambda^- ECT^- + \epsilon_t$$

ahol az  $ECT = (y_{t-1} - \theta x_{t-1})$ . A modellnek számos felírása lehet, itt egy általánosítást mutatunk be, ami változhat az adott tesztelési igényektől függően.

Ez a modell negatív ( $ECT^-$ ) és pozitív ( $ECT^+$ ) tagokra bontja a hibakorrekciós tagot (ECM), ami így már megmutatja, hogy van-e eltérés a konvergenciafolyamatban (azaz, fennáll-e az aszimmetrikus ártranszmisszió esete). A modellt az R-program 'apt' csomagjával számítottuk ki (*Sun, 2020*). Ha  $\lambda^+ \neq \lambda^-$ , akkor a konvergenciafolyamat eltérő, attól függően, hogy milyen irányú az eltérés az egyensúlyi helyzettől. Nemcsak a hibakorrekciós tag, hanem a magyarázó-változók késleltetett tagjai is felbonthatók negatív és pozitív tagokra, ha éppen a kutatás azt kívánja meg (*Frey–Manera, 2007*).

## 2.2. A modellelemzés lépései

- 1) A hiányzó adatokat lineárisan interpoláltuk az R-program *Moritz és Bartz-Beielstein (2017)* féle *imputeTS* csomagjával. Ennek a szerepe nem módosította az elemzés eredményét, mivel 1–2 heti adat hiányzott, az adott ország sertésáraitól függően.
- 2) Az árak természetes logaritmusát használtuk, annak érdekében, hogy a heterogenitásokat csökkentsük, és elősegítsük a lineáris modell feltételeinek teljesülését.
- 3) A szezonalitást a *seasum* funkcióval teszteltük, ez egy nem szezonális ARI-MA-modellen alapul, amelyet szezonális *dummy* változókkal egészítenek ki. Amennyiben ezek együttesen szignifikánsak, szezonális feltételezhető az idősorban (*Ollech, 2019*). A teszteredmények alapján csak a magyarországi szabadpiaci árakban és a hollandiai árakban nem volt szezonális 5%-os szignifikanciaszinten. A konzisztens adatkezelés érdekében viszont minden adaton elvégeztük a szezonalitásszűrést *Dokumentov és Hyndman (2021)* féle STR-dekompozíció segítségével.
- 4) Az automatikus késleltetés után meghatároztuk az idősorok integráltsági szintjét a kiterjesztett teszt segítségével (*Dickey–Fuller, 1979*). A  $\tau$  és a  $\phi$  paraméter az egységgyököt és a mesterséges regresszióba szükséges konstans jelenlétét teszteli. Habár számos kiszámított érték az 5%-os kritikus érték kö-

rül mozgott, az idősorok szintje nem stacionernek volt tekinthető. Egyrészt tesztelés nélkül is egyértelműen nem volt konstans a várható értéke és a variánciája az idősornak, másrészt szigorúbb kritikus értékek esetén (1%) már nem lehetne elutasítani az egységgyök jelenlétét (az értékeket pedig nagymértékben befolyásolja, hogy az idősor jelentős kilengéseket mutatott a mintaidőszak alatt). A differenciák esetében egyértelműek az eredmények, a differenciált idősorok stacioner tulajdonságokat mutattak.

- 5) Megvizsgáltuk az adatpárok közötti kointegrációt (Németország és az adott ország között) a Johansen-féle teszttel (*Johansen, 1995*).
- 6) Amennyiben kointegráltak voltak az adatok, felállítottunk egy aszimmetrikus hibakorrektív modellt (AECM), ez alapján vontunk le következtetéseket az aszimmetrikus ártranszmisszió irányáról.

### 3. Eredmények

#### 3.1. Kointegráció a németországi árakkal

Az eredmények alapján mindenhol el tudtuk utasítani az  $r = 0$  (azaz nincs kointegráció) hipotézisét, mivel a teszteredmények 21 és 53 között változtak, ami nagyobb, mint a 19,96-os 5%-os kritikus érték. Az  $r \leq 1$  hipotézist viszont nem tudtuk elutasítani, mivel a tesztértékek kisebbek, mint 9,24, így megállapítható, hogy a páros tesztek minden esetben kimutattak egy kointegrációs kapcsolatot. Habár Hollandia esetében a tesztérték (9,924) marginálisan meghaladta az 5%-os kritikus értéket (9,24), 1%-on (12,97) már nem tudtuk elutasítani a két kointegrációs kapcsolatot (ami azt mutatná, hogy igazából két stacioner idősorunk van). A teszt eredményét valószínűleg az befolyásolta, hogy nagy kilengések vannak az idősorokban.

1. táblázat

#### A Johansen-féle kointegráció eredményei

*Results of Johansen cointegration*

Megnevezés	Magyarország	Hollandia	Spanyolország	Dánia	Lengyelország	Ausztria	CV <sup>a)</sup>
$r \leq 1$	6,722	9,924	5,728	6,604	8,926	8,501	9,240
$r = 0$	53,186	53,058	21,656	39,302	51,415	27,898	19,960

a) A CV-oszlop az 5%-os kritikus értékeket jelenti.

Forrás: saját számítás.



### 3.2. Az aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálata

Az alábbiakban az aszimmetrikus ártranszmisszió paramétereinek F-próbája látható. Az alábbi hipotézist teszteltük:

$$H_0: \text{Az igazodás szimmetrikus, } ECT_{t-1}^+ = ECT_{t-1}^-$$

$$H_1: \text{Az igazodás nem szimmetrikus, } ECT_{t-1}^+ \neq ECT_{t-1}^-$$

Mivel a tesztelés során az egyik tag mindig Németország volt, a 2. táblázatban az első két oszlop erre az országra vonatkozik, a második két oszlop (Y) pedig mindig az aktuális sorváltozóra. Ezek alapján három helyen mutattunk ki aszimmetrikus ártranszmissziót. Magyarország és Németország vizsgálata esetében a magyarországi egyenlet ( $F = 7,88$ ,  $p = 0,01$ ), Dánia és Németország esetében mind a két egyenlet aszimmetrikus igazodást mutatott ( $F = 4,37$ ,  $p = 0,04$  és  $F = 3,91$  és  $p = 0,05$ ). Ezenkívül még Lengyelország egyenlete mutatott aszimmetrikus igazodást ( $F = 4,28$ ,  $p = 0,04$ ).

2. táblázat

#### Az aszimmetrikus konvergencia tesztelése

*Testing the asymmetric convergence*

Országok	Németország (F-érték)	Németország (p-érték)	Y (F-érték)	Y (p-érték)
Magyarország	0,22	0,64	7,88	0,01*
Hollandia	0,53	0,47	0,50	0,48
Spanyolország	0,36	0,55	1,14	0,29
Dánia	3,91	0,05*	4,37	0,04*
Lengyelország	2,10	0,15	4,28	0,04*
Ausztria	0,02	0,88	2,42	0,12

Forrás: saját számítás.

Az első összehasonlítás esetében a németországi és a magyarországi árak közötti aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgáltuk meg. A páros vizsgálat azt mutatja, hogy a németországi árakat ebben a modellben csak a saját és a magyarországi egy héttel korábbi árak befolyásolják ( $t-1$  jelzéssel), az ECT értéke pozitív és negatív bontásban sem szignifikáns. Ahogy várható volt, a németországi árak nem igazodnak a hosszú távú egyensúlyhoz. Ezzel szemben a magyarországi egyenletben az  $ECT(t-1)^+$  paramétere negatív és szignifikáns ( $-0,227$ ). Ez azt mutatja, hogy amennyiben eltérés van az egyensúlyi állapottól, a magyarországi árak visszarendeződnek az egyensúlyi állapot felé. Mivel csak a pozitív hibakorrekciós paraméter szignifikáns, az egyensúlytól való pozitív eltéréskor állt fenn a korrekció (ha a hibakorrekciós tag az egyensúlyi ár fölött van), amely szerint egy héten belül az eltérés 22,7%-a tűnik el.

3. táblázat

**Magyarország és Németország páros vizsgálata**  
*Pairwise analysis of Hungary and Germany*

Függő változó	Független változó	Becslés	Hiba	t-érték	p-érték	Szig.
$\Delta$ Németország(t)	Konstans	0,000	0,001	-0,184	0,854	
	$\Delta$ Németország(t-1)	0,661	0,051	12,874	0,000	***
	$\Delta$ Németország(t-2)	-0,027	0,061	-0,450	0,653	
	$\Delta$ Magyarország(t-1)	-0,296	0,057	-5,161	0,000	***
	$\Delta$ Magyarország(t-2)	-0,051	0,052	-0,980	0,328	
	ECT(t-1) <sup>+</sup>	0,073	0,058	1,253	0,211	
	ECT(t-1) <sup>-</sup>	0,035	0,041	0,842	0,400	
$\Delta$ Magyarország(t)	Konstans	0,002	0,001	2,538	0,011	**
	$\Delta$ Németország(t-1)	0,603	0,043	13,989	0,000	***
	$\Delta$ Németország(t-2)	-0,004	0,051	-0,076	0,939	
	$\Delta$ Magyarország(t-1)	-0,203	0,048	-4,213	0,000	***
	$\Delta$ Magyarország(t-2)	-0,049	0,044	-1,107	0,269	
	ECT(t-1) <sup>+</sup>	-0,227	0,049	-4,638	0,000	***
	ECT(t-1) <sup>-</sup>	-0,034	0,035	-0,986	0,325	

Megjegyzés: a  $\Delta$  a differenciára utal =  $\log(x_t) - \log(x_{t-1})$ , a (t-k) jelzés a késleltetés számára, ahol k a késleltetés.  
Forrás: saját számítás.

A modell ellenőrző tesztjei azt mutatták, hogy az  $R^2$  20 és 40% között változott, országtól függően. A Durbin–Watson- és a Ljung–Box-teszt szerint nem volt autokorreláció a maradéktagokban (sem első-, sem magasabb rendű). A páros modell ezek alapján alkalmas az aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálatára.

4. táblázat

**A modellspecifikáció vizsgálata**  
*Testing the model specification*

Elem	Németországi egyenlet	Magyarországi egyenlet
$R^2$	0,25	0,40
Korrigált $R^2$	0,24	0,40
F-statisztika	31,86	63,98
Durbin–Watson (tesztérték)	2,00	1,97
Durbin–Watson (p-érték)	0,94	0,63
AIC	-3056,02	-3256,75
BIC	-3021,20	-3221,93
LB(4)	1,00	0,29
LB(8)	0,74	0,63
LB(12)	0,88	0,37

Megjegyzés: LB = Ljung-Box, ahol a zárójelben lévő szám a teszt során alkalmazott késleltetést mutatja.  
Forrás: saját számítás.

A második összehasonlításkor a német és a dán árak közötti aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgáltuk meg. A páros vizsgálat azt mutatja, hogy a németországi árakat ebben a modellben a saját és a dán árak is befolyásolják. Mindkettőnél megfigyelhető az egy héttel korábbi árak korrekciós faktora ( $t-1$ ), illetve előbbi esetében a  $t-2$ -es (két héttel ezelőtti) időszak is befolyásoló hatással bír. Megfigyelhető továbbá, hogy az ECT-paraméter negatív bontásban szignifikáns hatást képvisel (0,067), ami arra utal, hogy nincs korrekció az egyensúly felé. Dánia áraira vonatkozóan látható, hogy szignifikáns hatást képvisel a  $t-1$  (1 héttel korábbi), a  $t-2$  (2 héttel korábbi) és a  $t-3$  (három héttel korábbi) időszak is a saját és a német árakra vonatkozóan is. Az ECT-k közül jelen esetben is a negatív hibakorrekciós paraméter ( $-0,096$ ) mutat szignifikáns hatást, amiből arra következtethetünk, hogy amikor a dán árak alacsonyabbak, mint az egyensúlyi állapot esetében tapasztalt, korrekció történik a németországi árak irányába.

5. táblázat

**Dánia és Németország páros vizsgálata**  
*Pairwise analysis of Denmark and Germany*

Függő változó	Független változó	Becslés	Hiba	t-érték	p-érték	Szig.
$\Delta$ Németország(t)	Konstans	0,002	0,001	1,689	0,092	*
	$\Delta$ Németország( $t-1$ )	0,552	0,045	12,238	0,000	***
	$\Delta$ Németország( $t-2$ )	-0,133	0,050	-2,673	0,008	***
	$\Delta$ Németország( $t-3$ )	-0,009	0,048	-0,192	0,848	
	$\Delta$ Dánia( $t-1$ )	-0,089	0,042	-2,102	0,036	**
	$\Delta$ Dánia( $t-2$ )	-0,010	0,042	-0,231	0,818	
	$\Delta$ Dánia( $t-3$ )	0,024	0,041	0,599	0,549	
	ECT( $t-1$ ) <sup>+</sup>	-0,006	0,015	-0,397	0,691	
	ECT( $t-1$ ) <sup>-</sup>	0,067	0,030	2,246	0,025	**
$\Delta$ Dánia(t)	Konstans	-0,001	0,001	-0,522	0,602	
	$\Delta$ Németország( $t-1$ )	0,300	0,047	6,401	0,000	***
	$\Delta$ Németország( $t-2$ )	0,113	0,052	2,186	0,029	**
	$\Delta$ Németország( $t-3$ )	0,136	0,050	2,699	0,007	***
	$\Delta$ Dánia( $t-1$ )	-0,234	0,044	-5,335	0,000	***
	$\Delta$ Dánia( $t-2$ )	-0,163	0,043	-3,768	0,000	***
	$\Delta$ Dánia( $t-3$ )	-0,074	0,042	-1,750	0,081	*
	ECT( $t-1$ ) <sup>+</sup>	-0,015	0,016	-0,953	0,341	
	ECT( $t-1$ ) <sup>-</sup>	-0,096	0,031	-3,075	0,002	***

Megjegyzés: a  $\Delta$  a differenciára utal =  $\log(x_t) - \log(x_{t-1})$ , a  $(t-k)$  jelzés a késleltetés számára, ahol  $k$  a késleltetés.  
Forrás: saját számítás.

A modell ellenőrzése alapján az  $R^2$  értéke 20% feletti Németország, 20% alatti Dánia esetében. A Durbin–Watson- és a Ljung–Box-teszt szerint nincs autokorreláció (sem első, sem magasabb rendű) a maradéktagokban jelen model-

lek esetében sem, így a páros modell alkalmasnak tekinthető az aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálatára.

6. táblázat

**A modellspecifikáció vizsgálata**  
*Testing the model specification*

Elem	Németországi egyenlet	Dániai egyenlet
R <sup>2</sup>	0,229	0,183
Korrigált R <sup>2</sup>	0,219	0,171
F-statisztika	20,995	15,750
Durbin–Watson (tesztérték)	2,004	1,983
Durbin–Watson (p-érték)	0,964	0,764
AIC	–3028,646	–2985,327
BIC	–2985,137	–2941,818
LB(4)	0,997	0,972
LB(8)	0,712	0,933
LB(12)	0,878	0,830

Megjegyzés: LB = Ljung-Box, ahol a zárójelben lévő szám a teszt során alkalmazott késleltetést mutatja.  
Forrás: saját számítás.

A harmadik összehasonlításnál a németországi és a lengyelországi árak közötti aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgáltuk meg. A páros vizsgálat azt mutatja, hogy a németországi árakat mindössze a saját árak – az egy (t–1) és két (t–2) héttel megelőző időszak árai – befolyásolják, a lengyel árak nem. Az ECT értéke pozitív bontásban tekinthető szignifikánsnak (0,072), ami arra utal, hogy a németországi árak esetében nincs korrekció. A lengyelországi egyenlet paramétereinek vizsgálatából az látható, hogy mind a német, mind a lengyel árak késleltetett (korábbi) értékei hatással vannak a lengyel árakra. Előbbi esetében a t–1 és a t–2 időszak is befolyásoló hatással bír, míg utóbbinál csak az egy héttel korábbi (t–1) ár. Az ECT-k közül Németországgal szemben itt már a negatív hibakorrekciós paraméter mutat szignifikáns hatást, amennyiben a lengyel árak alacsonyabbak, mint az egyensúlyi állapotban elvártak, korrekció történik a német árak irányába.

7. táblázat

**Lengyelország és Németország páros vizsgálata**  
*Pairwise analysis of Poland and Germany*

Függő változó	Független változó	Becslés	Hiba	t-érték	p-érték	Szig.
$\Delta$ Németország(t)	Konstans	-0,001	0,001	-0,943	0,346	
	$\Delta$ Németország(t-1)	0,559	0,054	10,344	0,000	***
	$\Delta$ Németország(t-2)	-0,138	0,059	-2,354	0,019	**
	$\Delta$ Németország(t-3)	-0,024	0,058	-0,405	0,686	
	$\Delta$ Lengyelország(t-1)	-0,059	0,050	-1,165	0,245	
	$\Delta$ Lengyelország(t-2)	-0,010	0,051	-0,187	0,852	
	$\Delta$ Lengyelország(t-3)	0,002	0,048	0,038	0,969	
	ECT(t-1) <sup>+</sup>	0,072	0,041	1,740	0,082	*
	ECT(t-1) <sup>-</sup>	-0,022	0,039	-0,582	0,561	
$\Delta$ Lengyelország (t)	Konstans	-0,002	0,001	-1,366	0,172	
	$\Delta$ Németország(t-1)	0,480	0,056	8,571	0,000	***
	$\Delta$ Németország(t-2)	-0,171	0,061	-2,822	0,005	***
	$\Delta$ Németország(t-3)	0,019	0,060	0,311	0,756	
	$\Delta$ Lengyelország(t-1)	0,199	0,052	3,801	0,000	***
	$\Delta$ Lengyelország(t-2)	-0,025	0,053	-0,471	0,638	
	$\Delta$ Lengyelország(t-3)	-0,062	0,050	-1,245	0,214	
	ECT(t-1) <sup>+</sup>	-0,023	0,043	-0,542	0,588	
	ECT(t-1) <sup>-</sup>	-0,163	0,040	-4,080	0,000	***

Megjegyzés: a  $\Delta$  a differenciára utal =  $\log(xt) - \log(xt-1)$ , a (t-k) jelzés a késleltetés számára, ahol k a késleltetés.  
 Forrás: saját számítás.

A modell információs kritériumai közül az  $R^2$  mutató 20 és 35% közötti értéket mutat, országtól függően, a validálás során pedig – a Durbin–Watson- és a Ljung–Box-tesztek eredményei alapján – megerősítettük a maradékok autokorrelációjának hiányát. A páros modell ezek alapján ez esetben is alkalmas volt az aszimmetrikus ártranszmisszó vizsgálatára.

8. táblázat

**A modellspecifikáció vizsgálata**  
*Testing the model specification*

Elem	Németországi egyenlet	Lengyelországi egyenlet
R <sup>2</sup>	0,223	0,326
Korrigált R <sup>2</sup>	0,212	0,317
F-statisztika	20,206	34,143
Durbin–Watson (tesztérték)	1,996	2,004
Durbin–Watson (p-érték)	0,918	0,950
AIC	–3023,681	–2983,039
BIC	–2980,172	–2939,531
LB(4)	0,996	0,996
LB(8)	0,780	0,675
LB(12)	0,838	0,656

Megjegyzés: LB = Ljung-Box, ahol a zárójelben lévő szám a teszt során alkalmazott késleltetést mutatja.  
 Forrás: saját számítás.

#### 4. Következtetések

A vizsgálatok során a korábban említett kutatások megállapításai itt is helytállóak. Az aszimmetrikus konvergencia tesztelése során a kapott eredmények azt mutatták, hogy a németországi heti értékesítési árakhoz képest három esetben történt aszimmetrikus ártranszmisszió. Az adott három piac Magyarország, Dánia és Lengyelország volt. A többi ország piaca esetében a szignifikancia hiánya azzal magyarázható, hogy szerkezetük, piaci csatornáik kialakítása eltér a Németország által közvetlenül befolyásolt tényezőktől. Spanyolország a latin-amerikai érdekeltségei, piacvezető szerepe és teljes vertikális integráció által teljesen független adatsort képez. Hollandia esetében a kiépült malacértékesítés adja az elkülönülő adatsort. Ausztriánál az integráció és az önellátás magyarázza a szignifikancia hiányát.

A páros vizsgálatok esetén már csak az aszimmetrikus ártranszmissziót mutató országok adatsora került be az összehasonlításba. A Németország–Magyarország páros esetén azt mondhatjuk, hogy a  $t-1$  késleltetés mutatott szignifikanciát, és az ECT  $(t-1)^+$  bizonyította a visszarendeződést. A magyarországi árak

esetében az árelfogadó, árkövető szerep bizonyítást nyert, illetve a magyar piac kiugrásait a németországi ár rövid időn belül korrigálja. Az adott tendencia az árazási gyakorlatban is érzékelhető a magyarországi vágóhidakon.

A következő vizsgálatba bevont páros Németország és Dánia piaca volt. A szignifikancia a  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$  késleltetés esetén is tapasztalható. A tesztstatisztika a gyakorlatban tapasztalható tendenciákat igazolja, mivel a dán sertés piac kifejezetten magas koncentrátsága ellenére nagyban követi a német sertésárakat, mivel jelentős a malacértékesítés a két ország között, illetve a tökesertés export célpontja sok esetben Németország.

Az utolsó vizsgálandó pár Németország és Lengyelország volt. A  $t-1$  és a  $t-2$  késleltetés esetén tudunk szignifikanciát kimutatni, a lengyel árak igazodása negatív irányból volt megfigyelhető a német árakhoz. Ennek az lehet a magyarázata, hogy a piaci volumen alacsonyabb szintje és a német piac erős befolyásoló szerepe Lengyelország esetében is érvényesült.

Összességében a vizsgálat bizonyította azt a feltételezést, miszerint a kevésbé szervezett, kisebb méretű piacok esetében a központi németországi sertésértékesítési ár (ZMP) jelentős befolyással bír, és ezek a piacok árelfogadó szerepre kényszerülnek. Ez alól Dánia képez kivételt, ott azonban a szignifikancia és a kimutatott aszimmetrikus ártranszmisszió a németországi piaccal történő erős együttműködésre vezethető vissza.

## Irodalom

- Bakucs L. Z. – Fertő I. – Hockmann, H. – Perekhozhuk, O. (2009): Market power on the edge? An analysis of the German and Hungarian hog markets. *German Journal of Agricultural Economics*. 58. évf. 8. sz. 337–345. o. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.134886>
- Bakucs Z. – Fertő, I. (2014): *Fejezetek a mezőgazdasági árak elemzéséből*. MTA KRTK Közgazdaságtudományi Intézet
- Balogh P. (2018): *A sertés-hús-előállítás és -fogyasztás gazdasági elemzése*. MTA-doktori értekezés. Budapest.
- Bellini, S. (2021): *The pig sector in the European Union, Understanding and combatting African Swine Fever (A European perspective)*. pp. 183–195. [https://doi.org/10.3920/978-90-8686-910-7\\_7](https://doi.org/10.3920/978-90-8686-910-7_7)
- Bonneaul, M. – Antoine-Ilari, E. – Phatsara, C. – Brinkmann, D. – Hviid, M. – Christiansen, M. G. – Fàbrega, E. – Rodríguez, P. – Rydhmer, L. – Enting, I. – de Greef, K. – Edge, H. – Dourmad, J. Y. – Edwards, S. (2011): Diversity of pig production systems at farm level in Europe. *Journal on Chain and Network Science*. Vol. 11. No. 2. pp. 115–135. <http://dx.doi.org/10.3920/JCNS2011.Qpork4>
- Csonka A. – Bojnec, Š. – Fertő I. (2021): *Spatial Transformation of the Pig Sector in Hungary and Slovenia: A Comparative Analysis. Sustainability*. Vol. 13. 11851. <https://doi.org/10.3390/su132111851>

- Dazzi, D. – Campanella, P. (2020): *Meat-up Fire: Fairness, freedom and industrial relations across Europe: up and down the meat value chain*. Franco Angeli s.r.l., Milano, Italy.
- Dickey, D. A. – Fuller, W. A. (1979): Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74.366a: pp. 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dokumentov, A. – Hyndman, J. R. (2021): STR: *A seasonal-trend decomposition procedure based on regression*. arXiv preprint arXiv:2009.05894 <https://doi.org/10.1287/ijds.2021.0004>
- Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987): Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*. Vol. 52. No. 2. pp. 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Frey, G. – Manera, M. (2007): Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys*. Vol., 21. pp. 349–415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>
- Giliola, F. – Manera, M. (2007): Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic surveys*. Vol. 21. No. 2. pp. 349–415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>
- Griffith, G.R. – Piggott, N. E. (1994): Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia, *Agricultural Economics*. Vol. 10. pp. 307–316. [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(94\)90031-0](https://doi.org/10.1016/0169-5150(94)90031-0)
- Jensen, J. D. – Møller, A. S. (2007): Vertical price transmission in the Danish food marketing chain. Institute of Food and Resource Economics,
- Jochenv, M. – von Cramon-Taubadel, S. (2004): Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 55. No. 3. pp. 581–611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Marczin T. – Balogh P. – Nagy L. (2020): Egy magyar sertéságazati integráció pénzügyi modellezése. *Gazdálkodás*. 64. évf. 4. sz. 265–273. o. <http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.305194>
- Marczin T. – Nagy L. – Szenderák J. – Balogh P. (2020): Árelemzés a magyarországi sertésintegrációban. *Gazdálkodás*. 64. évf. 2. sz. 117–132. o. <http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.303791>
- Meyer, J. – von Cramon-Taubadel, S. (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 55. pp. 581–611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Moritz, S. – Bartz-Beielstein, T. (2017): imputeTS: Time Series Missing Value Imputation in R. *The R Journal*. Vol. 9. No. 1. pp. 207–218. <https://doi.org/10.32614/RJ-2017-009>
- Ollech, D. (2019): *Seastests: Seasonality Tests*. <https://CRAN.R-project.org/package=seastests>
- Popp J. – Szakály Z. – Pető K. – Harangi-Rákos M. (2015): A sertésenyésztés helyzete a globális kihívások tükrében. *Állattenyésztés és Takarmányozás*. 64. évf. 3. sz. 207–225. o.
- Sertésinfó (2023): *A vágósertés „E” kategória vágóhídi belépési ára az EU-ban. Sertésinfó publikációs ábrák*. <https://sertesinfo.aki.gov.hu/>
- Shi-wei, X. – Zhe-min, L. – Li-guo, C. – Xiao-xia, D. – Fan-tao, K. – Gan-qiong, L. (2012): Price Transmission in China’s Swine Industry with an Application of MCM. *Journal of Integrative Agriculture*. Vol. 11. No. 12. pp. 2097–2106. [https://doi.org/10.1016/S2095-3119\(12\)60468-7](https://doi.org/10.1016/S2095-3119(12)60468-7)
- Søren, J. (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press on Demand
- Stepień, S. – Sapa, A. (2016): Chinese pork sector in the process of world economy globalization. *Research Papers of the Wrocław University of Economics / Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*. Issue 447. pp. 156-167. <http://dx.doi.org/10.15611/pn.2016.447.13>



- Szymańska, E. J. (2017): The development of the pork market in the world in terms of globalization. *Journal of Agribusiness and Rural Development*. Vol. 4. No. 46. pp. 843–850.  
<http://dx.doi.org/10.17306/J.JARD.2017.00362>
- Sun, C. (2020): *apt: Asymmetric Price Transmission*. <https://CRAN.R-project.org/package=apt>
- Vida V. – Szűcs I. (2016): Társadalmi-kulturális kérdések és a tradíciók szerepe a sertéshús-fogyasztásban. *Táplálkozásmarketing*. 3. évf. 2. sz. 79–89. o. <https://doi.org/10.20494/TM/3/2/6>
- Vida V. – Szűcs I. (2020): Pork production and consumption issues from the perspective of the religion and the World's growing population. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*. Vol. 14. No. 1–2. pp. 121–128. <https://doi.org/10.19041/APSTRACT/2020/1-2/16>
- Vida V. (2013): Consumer attitudes and preferences about the pork meat in Hungary (based on cluster analysis). *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*. Vol. 7 No. 4–5. pp. 151–158. <https://doi.org/10.19041/APSTRACT/2013/4-5/21>