

TÓTH JÓZSEF

Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal

A tanulmány az osztrák húsipari vertikum piaci viselkedését elemzi az EU-csatlakozást is felölelő 1973 és 1996 közötti időszakban. Arra a kérdésre igyekszik választ találni, hogy a túlnyomórészt oligopoljellegű fogyasztói piac struktúrája nem torzítja-e el túlságosan a piac működését. Az ennek eldöntéséhez végzett ökonometriai elemzésből kiderül, hogy az osztrák húsiparban a termelői árak változása mozgatja a fogyasztói árakat, és a vizsgált időszakban kimutatható az aszimmetrikus árhatás jelenléte. A tanulmány a következtetések levonása után néhány igen fontos hazai tanulság megfogalmazásával zárul.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: D43, C12, Q13, Q18.

Elméleti megfontolások

Az árelmélet a neoklasszikus közgazdaságtan egyik fundamentuma. Az árak felelősek a hatékony erőforrás- és jövedelemallokációért, és az árhatás integrálja a piacokat vertikális és horizontális irányban. Ennek következtében az *aszimmetrikus* árhatások jelenléte a piac működésének egyfajta torzulásáról árulkodik.

Az élelmiszer-vertikumban az aszimmetrikus árhatások vizsgálatának rendkívül kiterjedt elmélete és ugyancsak bőséges empirikus irodalma van. *Peltzman* [2000] vizsgálatai arról tanúskodnak, hogy az agrárgazdaság területén az árhatásokra sokkal inkább jellemző az aszimmetria, mint a versenypiaci feltételeknek megfelelő mechanizmus; ami arra a következtetésre vezet, hogy a főáramú piacelmélet nem általános érvényű. Néhány szerző azonban felhívja a figyelmet az aszimmetria empirikus kutatásaival kapcsolatos módszertani nehézségekre (*Gauthier-Zapata* [2001], *V. Cramon-Taubadel-Meyer* [2000]). Kimutatják, hogy a megszokott hipotézistesztek akár normális körülmények között is indokolatlanul vetik el nullhipotézisként a szimmetriát.

* A tanulmány megírását a Wirtschaftsuniversität Wien-en 1997-ben a CEEPUS program keretében teljesített 1 hónapos ösztöndíj tette lehetővé. Az itt töltött idő és kapott szakmai segítség alapozta meg a szerző számára, hogy – elsősorban módszertani értelemben – felkészülhessen egy, a World Bank által kezdeményezett, többek között a magyar agrárpiac működését vizsgáló projektre. Az ösztöndíj végére a jelen tanulmány mintegy 80 százalékban (angolul) elkészült, azonban a befejezést mind a mai napig hátráltatta néhány módszertani tisztázatlanság. Hazánk EU-csatlakozásának előestéjén azonban a szerző úgy érezte, hogy a hiányzó mintegy 20 százaléknyi munka hozzáadásával – és ezzel párhuzamosan a módszertani tisztázás elvégzésével – a gazdaságpolitika aktorainak, illetve a húsipar piaci szereplőinek a figyelmét néhány olyan összefüggésre is érdemes felhívnia, amelyek esetleg rejtve maradnának, vagy a szakmai diskussziókban nem kapnának kellő hangsúlyt.

Tóth József a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem agrárközgazdasági és vidékfejlesztési tanszékének docense.

Mind az elmélet, mind az empirikus kutatások alapvetően az aszimmetrikus árhatások létrejöttének, illetve tartós fennmaradásának okaira keresik a magyarázatot. Az elmélet szempontjából mindenekelőtt azért fontos a probléma tisztázása, mert joggal válik kérdéssé a piacelmélet általános érvényessége. Az agrárpolitikai vitákban azonban – az empirikus kutatások eredményeinek ismerete nélkül is – gyakran felvetődik, hogy az aszimmetrikus árhatások jelenléte miatt az alapanyag-előállítás fázisában tett intézkedések (például a gázolaj áfa-visszatérítése) nem kellően hatékonyak, hiszen a vertikum alsó szakaszában jelentkező költségcsökkentés jóval kisebb mértékben jelenik meg a végtermékek árában, mint annak emelkedése.

Az aszimmetrikus árhatás okait lényegében három nagy csoportba lehet osztani.¹

1. A piaci pozícióval való visszaélés különböző formái. A publikált esetek többségében ilyenkor a nem tökéletes versenyt tükröző piaci struktúra (jellemzően oligopolpiac) áll a háttérben. A modern agrárrendszerekben a termékfeldolgozás és -forgalmazás piacszerkezete gyakran ilyen.

2. A kiigazítási költségek megléte. Egy feldolgozó üzemben a termelői fázishoz képest a mennyiségi és/vagy árváltozásokhoz történő igazodásnak nagyon jelentős költségei lehetnek, mert például az üzem fix költségei – különösen egy modern feldolgozó esetében – fajlagosan is szignifikánsan nagyobbak, mint az alapanyag-termelés hasonló mutatói.

3. Az *egyéb* okok között a különféle intervenciós beavatkozásokat szokták elsőként megemlíteni. A piaci szereplők ezeket az intézkedéseket átmeneti hatásúnak gondolják, ezért a tovagyrúzó hatás az árak alakulásában az árváltozásokkal azonos módon megy végbe.

Itt tartható számon az az ok is, hogy a fogyasztói kereslet elmozdulása más mértékű lehet, mint a termelői kínálat változása, ami ugyancsak aszimmetriát okozhat.

Jelentősnek mondható ok az is, hogy a piaci szereplők nem egyforma eséllyel jutnak a döntéseiket megalapozó információkhoz. Ez az információs aszimmetria a mezőgazdaságban határozottan jelen van, mindenekelőtt a sokszereplős alapanyag-termelői fázisban.

Hozzájárulhat az aszimmetriához, hogy számos feldolgozó cég a kereslet csökkenése ellenére sem csökkenti árait, hanem készletre termel. A piaci mechanizmusok által koordinált vertikumban ez a magatartás is bizonyos devianciát jelez, ami megmutatkozhat az aszimmetrikus árhatásokban.

Az aszimmetria tipológiájának elkészítéséhez meg kell megfontolni, hogy az

1. *hatását* tekintve:

– *pozitív* akkor, ha egy korábbi fázis árnövekedése gyorsabban vagy nagyobb mértékben,

– *negatív* akkor, ha egy korábbi fázis árcsökkenése gyorsabban vagy nagyobb mértékben épül be egy későbbi fázis árába;

2. *irányultságát* tekintve:

– *vertikális*, vagyis például az egész élelmiszer-gazdaságot felölelő, vagy

– *horizontális*, vagyis régiókhoz, illetve térségekhez kötött.

Az aszimmetriával kapcsolatban fontos szerepe van annak, hogy mekkora az a mérték, ami egy árváltozásból a következő fázisban, illetve másik térségben megjelenik (magnitúdó), és milyen a folyamat időbeli lefolyása (gyorsaság).

Jelen tanulmányunk alapvetően egy oligopoljellegű piacszerkezet következtében megnyilvánuló pozitív aszimmetrikus árhatás természetrajzát írja le ökonometriai eszközökkel.

¹ Itt V. Cramon-Taubadel-Meyer [2000b] munkájára támaszkodunk.

Előzmények

Ausztriában az 1995. január 1-jei EU-csatlakozás után az agrárpiac szereplőit komoly megrázkódtatás érte: a mezőgazdasági felvásárlási árak átlagosan 18 százalékkal zuhantak 1995-ben. „Az állattartó gazdaságok termelői árai 23 százalékkal estek. Ezen belül a vágómarhaárak 17, a sertés- és a tojásárak 20, míg a baromfiárak 26 százalékkal lettek alacsonyabbak az 1995. évihez viszonyítva.” (*Bundesministerium* [1996].)

1. Kik a nyertesek – ha egyáltalán léteznek –, és mely csoportok élvezik ennek a folyamatnak a hasznát? Ha a piaci mechanizmusok tisztán működnének, úgy e változások terhei – nyilvánvalóan egy bizonyos alkalmazkodási idő elteltével – többé-kevésbé arányosan oszlanának meg a termelők, feldolgozók és forgalmazók között. Ez történt-e valójában az osztrák húspiacon, vagy éppenséggel más következtetéseket lehet a tényekből levonni? Először ezekre a kérdésekre keressük a választ.

2. A következő válaszra váró problémakör, hogy létezik-e egyértelmű kapcsolat a termelői és a fogyasztói árak között. Ha igen, melyik mozgatja a másikat: a termelői ár a kiskereskedelmi árat, vagy éppen fordítva? A válasz nem csupán a kettő közötti összefüggés természetére ad magyarázatot, hanem alapjául szolgálhat a megfelelő agrárpolitikai beavatkozások, illetve eszközök alkalmazásának is.

3. A fenti probléma vizsgálatára ökonometriai elemzést végeztünk: az országos szintű árváltozást mutató áradatok idősorát felhasználva egy lineáris modell illesztését végeztük el.

Az elemzés a vágósertés-/sertéshússzektorra készült. A piacnak ez a szegmense Ausztriában mindig is kompetitív körülmények között működött. Az egyetlen jelentős változást az jelentette az elmúlt évtizedekben, hogy az EU-csatlakozás következtében a felfevő piac mérete drasztikusan megnőtt, s a hazai piaci versenyben rendkívüli mértékben megnőtt a szereplők száma. A szektoron belül azonban sohasem voltak jelentős strukturális változások. Sem az agrárpolitikai intézkedések, sem súlyos állatvések nem befolyásolták lényegesen a piaci folyamatokat. A szektor fejlődése folyamatos volt és szerves módon ment végbe.

A vágósertés-/sertéshúspiac fő jellegzetességei

A sertéshús Ausztria hússzektorának legfontosabb ágazata. A sertéshúsfogyasztás aránya az összes egy főre jutó húsfogyasztáson belül lényegében nem változott a vizsgált időszakban, jóllehet az egy főre jutó húsfogyasztás csökkent (*1. táblázat*).

1. táblázat

Az egy főre jutó húsfogyasztás Ausztriában

Termék	1989–1990		1991–1992		1993–1994	
	kilogramm/fő	százalék	kilogramm/fő	százalék	kilogramm/fő	százalék
Sertéshús	52,8	55,7	51,2	55,4	50,1	55,9
Marhahús	19,5	21,0	19,4	21,0	17,6	15,8
Borjűhús	2,2	2,4	2,2	2,4	1,9	2,1
Baromfi	13,9	15,0	13,9	15,0	14,5	16,2
Összesen	92,9	100,0	92,5	100,0	89,6	100,0

A sertéstartó gazdaságok száma a nyolcvanas évek elejétől kezdődően folyamatosan zsugorodott: 202 ezer 1980-ban, 143 ezer 1990-ben és 110 ezer 1995-ben. Ugyanezen időszak alatt a sertésállomány alig változott. A legtöbb sertést – 5,31 millió – 1989-ben számoltak össze. Az állomány létszáma 1994-ben 5,27 millió volt. 1995-ben a mintegy 300 ezerrel kevesebbet sertést vágta, mint a megelőző évek átlagában. Ez részben a termelők EU-csatlakozás utáni bizonytalankodásának volt a következménye, azonban a termelés újbóli felfutásának lehettünk tanúi 1995 végétől kezdve (*Törzsök* [1996b]). A BSE kontinensen való elterjedése következtében a marhahús kereslete megcsappant. A sertés hús mint helyettesítő termék növekvő kereslete számottevő sertés húsár-emelkedéshez vezetett 1996-ban (*Lebensmittelindustrie* [1996] 6. sz.).

Az osztrák húsfeldolgozó ipar rendkívül koncentrált. A feldolgozók száma a következőképpen alakult: 1985-ben 64, 1990-ben 49, 1994-ben 47 és 1995-ben 37 (*Bundesministerium* [1996]). A hirtelen csökkenés 1995-ben egyértelműen a megnövekedett verseny következménye. Az ipar termelőkibocsátása még ennél is koncentráltabb: 1995-ben a feldolgozók 6 százaléka végezte a heti nagybani értékesítések 50 százalékát.

A hústermékek forgalmazása Ausztriában sem tér el az európai fő iránytól: a kereskedelmet nagy élelmiszeráruház-láncok túlsúlya jellemzi. A koncentráció még nagyobb, mint a feldolgozóipar esetében: a két legnagyobb áruház lánc (BML és Spar) részesedése 55 százalék fölötti, és a 7 legnagyobb lánc átfogja az élelmiszer-kiskereskedelem 98 százalékát (*Jumah* [1996] 43. o.).

Az árreakció alakulása a hússzektorban

Az empirikus kutatások egyértelműen alátámasztják, hogy ha a koncentráció nagymértékű, akkor relatíve magas árrésre² lehet számítani a fogyasztói és a felvásárlási árak között. Ez a rés viszonylag változatlan volt az osztrák húspiacon 1991 és 1995 között. 1995-ben azonban nagyon megnőtt annak következtében, hogy a termelői árak drasztikusan, mintegy 18 százalékkal, a fogyasztói árak azonban csak igen kis mértékben, mindössze 2–5 százalékkal csökkentek. A későbbiekben megvizsgáljuk, hogy a nagy áruház-láncok kihasználják-e piaci hatalmukat.

A feldolgozók a piac kettős szorításában élnek: egyrészt versenyeznek egymással, hogy megfelelő, jó minőségű alapanyagot tudjanak beszerezni, másrészt az értékesítési oldalon, különösen a csatlakozás után a helyettesítő termékek gazdag választéka sorakozik fel. „Ez a szektor ezért valószínűleg igen alacsony árréssel dolgozik.”³ (*Jumah* [1996] 46. o.)

Tekintve, hogy a teljes piaci árrés igen nagy (a termelői-felvásárlási árhoz viszonyítva 80–100 százalékos mértékű), valamint a feldolgozók alacsony árréssel működnek, azt a következtetést lehet levonni, hogy a folyamat legnagyobb nyertesei a nagy áruházláncok; a gazdák így lényegében kiszolgáltatott helyzetben vannak. Ez a feltételezés felveti a kérdést: melyik ár van hatással a másokra és milyen mértékben. Vajon a fogyasztói ár változásának a következménye a termelőiár-módosulás, vagy éppen fordítva; esetleg nem lehet egyértelműen megállapítani az ok-okozati összefüggés irányát?

Ahhoz, hogy a fenti kérdésekre választ adhassunk, megfelelő modellt kell kialakítani, aminek segítségével elemezhetővé válik a piaci árak és árreakció mozgása és viselkedése mindkét irányban: letről (termelő) fölfelé (fogyasztó), és fordítva.

² Az árrést a sertés hústermékek speciális súlyozásával készített fogyasztói átlagár és a termelői-felvásárlási ár különbözeteként definiáljuk.

³ Az árrés itt értelemszerűen a felvásárlási ár és a feldolgozóktól kikerülő termék (nagy) kereskedelmi ára közti különbséget jelenti, amely természetesen tartalmazza a feldolgozási fázis nyereségét is.

Az osztrák hússzektor statisztikai elemzése

Az oksági összefüggés vizsgálata⁴

Ha X változó okozza Y -t, akkor az X változásából előrevetíthető Y változása. Ahhoz, hogy azt állíthassuk, hogy „ X okozza Y -t”, két feltételnek kell megfelelni. Először: X -nek segíteni kell Y becslését, vagyis Y múltbeli értékein alapuló, Y -ra vonatkozó regresszióban X -nek mint független változónak múltbeli értékei hozzáadásával jelentősen hozzá kell járulnia a regresszió magyarázóerejének növeléséhez. Másodszer: Y nem segítheti X becslését.

Ahhoz, hogy eldöntsük, fennáll-e ez a kettős követelmény, azt a nullhipotézist kell vizsgálnunk, hogy „ X nem okozza Y -t”. Az Y -ra vonatkozó regressziós függvényben a független változók Y és X késleltetett értékei (úgynevezett korlátlan modell), második lépésben pedig kizárólag csak Y késleltetett változói (korlátozott modell). Ezek után F -próba segítségével eldönthető, hogy X késleltetett értékei jelentősen hozzájárulnak-e a regresszió magyarázó erejének kiteljesedéséhez. Amennyiben igen, úgy elutasíthatjuk a nullhipotézist, és azt állíthatjuk, hogy az adatok konzisztensek azzal az állítással, hogy X okozza Y -t. A nullhipotézis „ Y okozza X -et” hasonlóképpen tesztelhető.

A H_0 : az X nem okozza Y -t nullhipotézis teszteléséhez a következő két regressziós függvényt kell illesztenünk.

Korlátlan regresszió:

$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Korlátozott regresszió:

$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Ezután az F -statisztikák alapján teszteljük, hogy a koefficiensek $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ csoportja szignifikánsan különbözik-e nullától. Ha igen, akkor elutasíthatjuk a nullhipotézist: X nem okozza Y -t. A második hipotézist, „ Y nem okozza X -et”, az előző módon kell tesztelni, csak természetesen a változók felcserélésével.

Az árhatás-vizsgálat modellje

Kompetitív piaci körülményeket, változatlan termelés technológiát és állandó skáláhozadékok feltételezve (ezek a feltételezések rövid és középtávon igaznak tekinthetők a hússzektorra) az élelmiszer-kereskedelmi rendszerben a következő általános árképzési modell érvényesül:

$$R = b_1 F + b_2 Z, \quad (3)$$

ahol R a fogyasztói ár, F a termelői ár, és Z reprezentálja a marketingköltségeket (Kinnucan–Forker [1987]). Ez a modell egy alulról felfelé érvényesülő kapcsolatot ír le termelői és a fogyasztói árak között úgy, hogy ez utóbbit az előző határozza meg. Nyilvánvalóan, szükség van az oksági összefüggés természetének vizsgálatára is.

A (3) összefüggés szolgál alapul árhatás-vizsgálati modellünknek. Tekintve, hogy nagy feldolgozóüzemek és még inkább koncentrált kereskedőszervezetek léteznek, továbbá feltételezve, hogy a kereskedők igyekeznek kihasználni oligopoljellegű piaci hatalmukat,

⁴ Az oksági összefüggés vizsgálatánál a tanulmány Pindyck–Rubinfeld [1991] könyvére támaszkodik.

azt várhatjuk, hogy az elemzések aszimmetrikus ártranszmisszió jelenlétét igazolhatják az osztrák hússzektor esetében. Ez azt jelenti, hogy a termelői árak növekedése nagyobb mértékben megjelenik a fogyasztói árakban, mint azok csökkenése. Hogy ezt a várakozást igazolni tudjuk, a (3) modellt kicsit át kell alakítani:

$$Y = a + \sum b_i X_{t-i}^n + \sum c_j X_{t-j}^{cs} + dMC_t + e, \quad i = 0, 1, \dots, p; \quad j = 0, 1, \dots, q, \quad (4)$$

ahol egy meghatározott piacon, a t -edik időszakban Y_t a fogyasztói árat, míg X_t a termelői-felvásárlási árat jelöli. Az X_t idősort két részre bontjuk aszerint, hogy az adott időszakban nőttek (X^n), vagy csökkentek (X^{cs}) a felvásárlási árak. MC jelöli a marketingköltségeket, e a hibatag és a , b , c és d a koefficiensek. Igen komoly agrárpolitikai érdeklődésre tarthat számot, hogy vajon $\sum b_i > \sum c_j$, vagyis, a termelői-felvásárlási árak növekedése nagyobb mértékben épül-e be a fogyasztói árakba, mint azok csökkenése. A p és a q közötti különbség arra mutat rá, hogy a fogyasztói árak alkalmazkodása milyen gyorsan megy végbe egyik vagy másik irányba.

Adatforrás és a becslési eljárás

A vizsgálatok elvégzéséhez havi áradatokat használtunk, melyek 1973-tól 1996 júniusáig álltak rendelkezésre, így az idősorunk 278 elemű. Az osztrák statisztikai hivatal havonta figyeli mind a felvásárlási, mind pedig a fogyasztói árakat.⁵ A fogyasztói árak kalkulálásánál azokat a súlyokat használtuk, amelyeket a hivatal a fogyasztói árindexek 1986-os számításában súlyként alkalmazott. A súlyokat normáltuk – ezáltal a termelői és kiskereskedelmi árak összehasonlíthatóvá váltak –, majd az így kialakuló árakra vonatkozóan végeztük el a modellszámításokat.⁶

A marketingköltségek reprezentálására a szerződéses fizikai dolgozók havi bérendexeit, valamint az olajok és kenőanyagok nagykereskedelmi árindexeit használtuk. Feltételezésünk szerint ugyanis ezek a tényezők szoros összefüggésben állnak a feldolgozási és marketingköltségekkel, vagyis kellő mértékben képesek magyarázni a termelői-felvásárlási ár és a fogyasztói ár közti különbséget.

A modellben és az elemzés során használt változók a következők:

CPR_t : súlyozott fogyasztói ár a t -edik hónapban ($t = 1$: 1973. január);

PPR_t : felvásárlási ár a t -edik hónapban;

dPR_t : 0, ha $PPR_t \leq PPR_{t-1}$, $PPR_t - PPR_{t-1}$ egyébként;

$dPPR_d_t$: 0, ha $PPR_t > PPR_{t-1}$, $PPR_t - PPR_{t-1}$ egyébként;

$sdPPR_i_t$: $dPPR_i_t$ értékek kumulatív összege a t -edik hónapig;

$sdPPR_d_t$: $dPPR_d_t$ értékek kumulatív összege a t -edik hónapig;

$WAGES_t$: a szerződéses fizikai dolgozók havi bérendexe a t -edik hónapban;

OIL_t : az olajok és kenőanyagok havi árindexe a t -edik hónapban.

Az oksági összefüggés vizsgálatára mindkét ár (termelői és fogyasztói ár) esetében négyhavi késleltetést vettünk alapul a modellben. Feltételeztük ugyanis, hogy az árakban

⁵ A publikus adatok könnyen hozzáférhetők bármelyik nagyobb könyvtárban. A tanulmány elkészítését azonban nagyban segítette, hogy *Karl M. Ortner*, a Bundesanstalt für Agrarwirtschaft (AWI) vezető munkatársa a szerző rendelkezésére bocsátotta az idősorokat elektronikus formában. Karl M. Ortner igen értékes segítséggel szolgált a módszertan kialakításában is, jóllehet az ezzel kapcsolatos felelősség teljes mértékben a szerzőt terheli.

⁶ A súlyozást a Bundesanstalt für Agrarwirtschaftban alakították ki, a szerző rendelkezik az intézet engedélyével annak felhasználására.

történő reagálás nem vesz ennél hosszabb időt igénybe, függetlenül attól, hogy melyik irány mutatja majd a valóságos összefüggést.

A modell paramétereit a SHAZAM 7.0 verziójával határoztuk meg.⁷

Eredmények és következtetések

Az oksági összefüggés és az árhatásmodell

A felvázolt módszertani eljárásnak megfelelően két hipotézist vizsgáltunk:

H_1 : *CPR* nem okozza *PPR*-t, vagyis a fogyasztói árak mozgása nem határozza meg a felvásárlási árak alakulását;

H_2 : *PPR* nem okozza *CPR*-t, vagyis a felvásárlási árak változásai nem lényegi mozgatórugói a fogyasztói árak alakulásának.

A négy időszakos késleltetés alkalmazása miatt az idősor első négy megfigyelését ki kellett hagyni a vizsgálatból. A megfelelő *F*-statisztikák értékei $F_{H1} = 0,6691$, $F_{H2} = 22,2906$. Tekintve, hogy $n = 278$, $p = 9$ és $q = 4$, ezeket a kalkulált *F*-értékeket az $F(4, 269)$ eloszlás megfelelő értékéhez, 5,65-hoz kell viszonyítanunk. Ez az összehasonlítás arra az eredményre vezet, hogy H_1 -et nem utasíthatjuk el, ellenben a H_2 hipotézist határozottan el kell utasítanunk. *Mindezekből az a következtetés vonható le, hogy egyértelmű oksági összefüggés létezik az osztrák húspiacon: a termelői árakban bekövetkezett változás indukálja a fogyasztói árak módosulását, és nem fordítva.*

Az előző oksági összefüggés természetének és irányának tisztázása után a fogyasztói árakra (*CPR*) vonatkozó regressziót állítottunk fel, aminek független változói: $dPPR^n$, $dPPR^{cs}$, $sdPPR^n$, $sdPPR^{cs}$, *WAGES* és *OIL*. A legkisebb négyzetek módszerével illesztett függvény a reziduumok erős pozitív autokorrelációját mutatta, amit egyértelműen jelzett a Durbin–Watson-statisztika 0,1207-es értéke. Emiatt autoregresszív becslő eljárást (AR[1]) alkalmaztunk, ami által kiküszöbölhetővé vált a modell autokorrelációs hibája.

Első lépésként a modell identifikációját adjuk meg. A (4) összefüggésre hivatkozva a következő követelmények fogalmazhatók meg a modell paramétereivel kapcsolatban.

A $dPPR_t^n$ változó a termelői árakban a $(t - 1)$ -edik időszakról a t -edik időszakra bekövetkezett árnövekedést méri; ha nem volt növekedés, értéke nulla. Ennek a változónak a koefficiense azt mutatja meg, hogy a termelői árakban bekövetkezett pozitív változás mekkora hányada jelenik meg még ugyanabban az időszakban (hónapban) a fogyasztói árakban.

A $dPPR_t^{cs}$ változó ugyanolyan jelentéstartalmú, mint az előző, csupán annyiban tér el tőle, hogy a termelői árakban bekövetkezett csökkenéseket mutatja. Ennek következtében értéke mindig negatív vagy nulla. Ezért ennél a változónál is pozitív koefficiens várható, ami azt mutatja meg, hogy termelői árakban bekövetkezett csökkenés mekkora hányada mutatkozik meg még ugyanabban az időszakban a fogyasztói árak csökkenésében.

Az $sdPPR_t^n$ változó a termelői árak növekményének kumulatív értéke. Alkalmazásának előnye akkor válik nyilvánvalóvá, ha megfontoljuk a következőket:

– egyik időszakról a másikra a termelői árakban bekövetkezett növekedés (lényegében véve tehát a $dPPR_t^n$ változó értéke) akár hektikus is lehet, attól függően, hogy a piaci egyensúlyi ár milyen termelői kínálati pozíciót ismer el. Ugyanakkor hosszabb távon a kumulatív árnövekményértékek – különösen a kumulatív árcsökkenéssel való összehasonlításban – plasztikusan mutatják a fogyasztói árak elmozdulásának trendjét. A válto-

⁷ A programot egy világbanki projekt keretében a szerződő fél bocsátotta a BKÁE rendelkezésére. Jelen tanulmány az e projektben megfogalmazott célnak megfelelően és tartalommal készült.

zóhoz tartozó koefficiens értékéből arra lehet következtetni, hogy az árnövekmények mekkora hányada érvényesül a fogyasztói árak növekedésében is;

– piaci viszonyok között arra lehet számítani, hogy egy-egy árváltozás nem azonnal, hanem késleltetve, több időszakon keresztül fejt ki a hatását, ami részben a szerződéses alapon nyugvó piaci kapcsolatok következménye is.

Az $sdPPR_t^{cs}$ változó a termelői árcsökkenések kumulált értéke. A számítás módja következtében a változó értéke negatív vagy nulla, aminek következtében a hozzá tartozó paramétertől azt várjuk, hogy kompetitív piaci körülmények között pozitív lesz, vagyis a termelői ár csökkenése tendenciájában a fogyasztói ár csökkenésében is megjelenik. A változó jelentéstartalmára ugyanazok a megfontolások érvényesek, mint amit $sdPPR_t^n$ esetén megfogalmaztunk, természetesen figyelembe véve, hogy itt árcsökkenésről van szó.

A $WAGES_t$ a t -edik havi bérindex. Az alapanyag-termelést követő feldolgozással, forgalmazással és munkaerő-felhasználással kapcsolatos bérjellegű költségek közelítő változója. Ha a bérek nőnek – *ceteris paribus* –, a marketingköltségek ugyancsak emelkednek, ami a fogyasztói árakban is megjelenik. Ezért ehhez a változóhoz tartozó paraméter várhatóan pozitív lesz. Jóllehet, hosszabb távon – különösen, ha munkaerő-csökkentő technológiát vezetnek be – ez a hipotézis nem feltétlenül teljesül.

Az OIL_t a t -edik havi olaj- és kenőanyag-árindex. A $WAGES$ változóhoz hasonlóan a feldolgozási, illetve kereskedelmi fázis anyagjellegű költségeit reprezentálja. A húsipar marketingköltségei inkább anyaghoz kapcsolódó költségek, semmint bérjellegűek. Ennél a változónál is pozitív koefficienszt várunk.

A becslt paraméterértékeket a 2. táblázatban foglaltuk össze.

Alapmodell. Első lépésként olyan modellt alkalmaztunk, amelyben nem szerepeltettünk késleltetést. A $dPPR_t^n$ és a $dPPR_t^{cs}$ paraméterei ellentétes előjelűek, mint azt a mo-

2. táblázat
A modellek paraméterei
(a t -értékek zárójelben)

Változó	Alapmodell	Késleltetett modell
Konstans	58,481*** (25,45)	56,445*** (18,22)
$dPPR_t^n$	-0,768*** (-7,78)	
$dPPR_t^{cs}$	-0,223* (-2,783)	
$sdPPR_t^n$	0,997*** (13,42)	0,247*** (2,73)
$sdPPR_{t-1}^n$		0,739*** (7,43)
$sdPPR_t^{cs}$	0,491*** (6,62)	0,392*** (5,63)
$WAGES_t$	-0,0001 (-0,012)	
OIL_t	0,0061 (0,494)	
ρ	0,981	0,989
Kiigazított R^2	0,997	0,997
Durbin-Watson	1,814	1,859

*** 1 százalékos szinten szignifikáns. * 10 százalékos szinten szignifikáns.

dellspecifikációban leírtak szerint várni lehetett. Emlékeztetnünk kell azonban arra, hogy a becslés során autóregrszív modellt (AR[1]) alkalmaztunk. Tekintve, hogy az autókorrrelációs koefficiens, $\rho = 0,981 \approx 1$, a modell explicit kifejtésénél lényegében ($dPPR_t^n - dPPR_{t-1}^n$), illetve ($dPPR_t^{cs} - dPPR_{t-1}^{cs}$) változókülönbségekre kell vonatkoztatnunk a megfelelő paramétereket; ezek alakulásáról azonban nem rendelkezünk megfelelő információkkal,⁸ így a paraméterekkel kapcsolatosan sem tudunk megfogalmazni előzetes, elméletileg alátámasztott feltevéseket. Mindezek következtében a változókat nem vettük figyelembe a késleltetett autóregrszív modellben.

Az alapmodellben a marketingköltségeket reprezentálni hivatott $WAGES_t$ és OIL_t változók paraméterei nem bizonyultak szignifikánsnak, illetve hatásuk a fogyasztói árindex alakulására nem volt kimutatható mértékű. Ezért ezeket a változókat is figyelmen kívül hagytuk a második modellnél.⁹

Késleltetett modell. Azt feltételeztük, hogy a termelői árak változása a fogyasztói árakban bizonyos mértékű időbeli késéssel jelenik meg. A késleltetési eloszlás meghatározására Almon eljárását használtuk (lásd *Ramanathan* [1992]). A késleltetés hosszának kalibrálásához addig vontunk be újabb késleltetett változókat, míg hatásukra a fogyasztói ár már nem mutatott szignifikáns változást. Az $sdPPR_t^n$ változónál azt találtuk, hogy a késleltetés a $(t-1)$ -edik időpontban befejeződik, míg az $sdPPR_t^{cs}$ változó esetében egyáltalán nem volt kimutatható késleltetett hatás.

A késleltetett modellt explicit módon a következő formában lehet felírni:

$$CPR_t^* = 56,445 + 0,247sdPPR_t^{n*} + 0,739sdPPR_{t-1}^{n*} + 0,392sdPPR_t^{cs*},$$

ahol:

$$CPR_t^* = CPR_t - CPR_{t-1} \text{ (valójában } CPR_t - \rho CPR_{t-1} \text{ de } \rho = 0,989 \approx 1),$$

továbbá hasonlóképpen e megfontoláshoz:

$$sdPPR_t^{n*} = sdPPR_t^n - sdPPR_{t-1}^n$$

$$sdPPR_{t-1}^{n*} = sdPPR_{t-1}^n - sdPPR_{t-2}^n$$

$$sdPPR_t^{cs*} = sdPPR_t^{cs} - sdPPR_{t-1}^{cs}$$

Ez a modell tehát a termelői árak felfelé, illetve lefelé történő változásának a fogyasztói árak változásában megjelenő hatását írja le.

*

A megfelelő modellidentifikációs lépések megtétele után néhány – több más tanulmányhoz hasonló – megállapításra jutottunk (vö. például *Kinnucan-Forker* [1987], *Jumah* [1996]). Eredményeinket a következőben foglalhatjuk össze.

– Az osztrák hússzektor termelői és fogyasztói árai között egyértelmű viszony mutatható ki: a termelői-felvásárlási árak változása alakítja a hústermékek fogyasztói árait. Ez a megállapítás nem teljesen magától értetődő, hiszen a zömében nagy élelmiszeráruházláncok által uralt fogyasztói piac erőfölény lehetőségét magában rejtő oligopoljellegű piacszerkezetet jelez. Az oksági összefüggés vizsgálata azt mutatja, hogy ilyen erőfölénnyel 1973 és 1996 között nem éltek a piacszereplők.

– Az elemzés ugyanakkor aszimmetrikus ártranszmissziót mutatott ki a termelői és fogyasztói árak között. A 2. táblázat adatait elemezve megállapíthatjuk, hogy a termelői árak növekedéséhez tartozó paraméterek összege több mint kétszerese a termelői ár csök-

⁸ A változókülönbségek értéke a változók definíciójából következően lehet pozitív, negatív, vagy nulla.

⁹ Mindez egyúttal arra is figyelmeztet, hogy a marketingköltségek modellben történő reprezentálása nem megfelelő.

kenéséhez tartozó paraméter értékének. Nyilvánvalóan a vágóhidak és kereskedők számára sokkal fontosabb eladási áraik emelése, ha a termelői árak emelkednek, mint az, hogy árakat csökkentsék akkor, amikor a termelői árak csökkennek.

– A termelőiár-növekedés hatása a fogyasztói árakban két időszakon át tart, míg az árcsökkenés hatása csupán az adott hónapban. A termelőiár-növekedés azonnali (egyazon hónapon belüli) hatása szignifikánsan nem különbözik a termelőiár-csökkenés azonnali hatásától:¹⁰ az azonnali hatás magnitúdója ugyanakkora lehet, függetlenül attól, hogy a termelői árak növekedtek vagy csökkentek.

– A termelői árak növekedésekor az elhúzódó (következő havi) következmény sokkal magasabb, mint az azonnali. Ennek következtében a termelői ár növekedésének sokkal nagyobb hatása van a fogyasztói árakra, mint az árcsökkenésnek.

Tanulságok Magyarország EU-csatlakozásának közeledtével

Élelmiszer-gazdaságunk egyik legmeghatározóbb ága, a húsipar, igen komoly kihívásoknak néz elébe a várható EU-csatlakozás bekövetkeztével. Egyes szerzők felhívják a figyelmet, hogy néhány termék (sertés, baromfi) mezőgazdasági termelői ára abszolút értékben meghaladja az EU-országok árait (például *Fertő-Hubbard* [2001]). A piacgazdaság működési rendjének és logikájának megfelelően ebből az következik, hogy a csatlakozás után e termékek termelői árai csökkenni fognak.

– A termelés koncentrációja mind az alapanyag-előállítás, mind pedig a feldolgozás terén tovább folytatódik.

– Az élelmiszeripar vertikumai Magyarországon is a piacgazdaság szabályai szerint működnek, és az árhatás alulról felfelé érvényesül: a termelői árak határozzák meg a fogyasztói árakat. E tekintetben lényeges eltérést az osztrák húsiparról írtakhoz képest nem tapasztalhatunk.¹¹

– A húszágzatban, különösen a sertés hús esetében a 2000. évihez képest mintegy 10-15 százalékos termelőireálár-csökkenés várható.

– A termelőiár-csökkenés hatására a fogyasztói árak csak mintegy egyharmadnyi mértékben (3-5 százalék) csökkennek.

– A későbbiekben a termelői árak növekedése nagyobb mértékben fog beépülni a fogyasztói árakba, mint azok csökkenése.

Számos tanulmány figyelmeztet, hogy Magyarországon a sertésvertikum versenyképessége sérülékeny, illetve nem kielégítő. Tekintve, hogy ugyanakkor az abraktakarmányok termeléséhez a magyarországi vállalkozások ökológiai adottságai megfelelőek, és képesek kihasználni a méretgazdaságosságot, az agrárpolitikának mindenekelőtt a technológiai innováció ösztönzését kellene szem előtt tartani.

A feldolgozószektor kihasználatlan, és jelentős mértékű kapacitástöbblete nemzetgazdasági szinten rendkívüli mértékben megnöveli a végtermék-előállítás költségeit. Ezért az agrárpolitikának olyan programot kellene kidolgoznia, amelynek keretében az ipárból kilépők költségei csökkenthetők lennének, illetve a felesleges infrastruktúrát más iparágban lehetne hasznosítani.

A sertéshizlalók figyelmébe mindenekelőtt a kiváló minőségű fajta termelésbe állítása és a technológiai fegyelem drákói szigorral történő betartása ajánlható. Az egyéni lehetőségeknek a határai itt talán véget is érnek, hiszen a felvásárlókkal szemben a termelő általában árelfogadó (és így jelentős mértékben kiszolgáltatott) pozícióban van. Egyre

¹⁰ Erre vonatkozóan $sdPPR_i^*$ és $sdPPR_d^*$ paramétereinek azonosságát a t -teszt és az F -teszt segítségével vizsgáltuk. Az eredmények alapján nem lehetett elutasítani azt a feltevésünket, hogy a két paraméter azonos.

¹¹ Lásd ezzel kapcsolatban *Orbáné-Tóth* [1997] és *Tóth* [1999] munkáit.

inkább szükségesnek látszik tehát, hogy az egyén lehetőségeit kitágító vertikális és horizontális piaci koordinációs mechanizmusok (kellő garanciákkal védett szerződés a feldolgozóval, illetve a közös érdekek mentén szerveződő intézmények) kiteljesedjenek.

A feldolgozók számára a versenyképességet folyamatosan figyelő rendszereket kellene kialakítani. Ennek során önmagukat megfelelő módon el tudják helyezni az iparág egészében, vagy az EU bármelyik régiójának hasonló vállalkozásaihoz viszonyítva. Kizárólag az ilyen szemléletű felkészülés képes megfelelő választ találni az EU-tagsággal járó versenykihívásokra.

Hivatkozások

- BUNDESMINISTERIUM [1996]: Ein Jahr EU. Jahresbericht 1995. Bundesministerium für Land und Forstwirtschaft, Bécs.
- FERTŐ IMRE–HUBBARD, L. J. [2001]: Versenyképesség és komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban. Közgazdasági Szemle, 1. sz.
- GARDNER, B. L. [1975]: The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. American Journal of Agricultural Economics, No. 8. 399–409. o.
- GAUTHIER, W. M.–ZAPATA, H. [2001]: Testing Symmetry in Price Transmission Models. Louisiana State University, Department of Agricultural Economics & Agribusiness, Working Paper.
- HAINES, B. [1978]: Introduction to Quantitative Economics. George Allen & Unwin, London.
- HEIEN, D. M. [1980]: Murkup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industrie. American Journal of Agricultural Economics, No. 2. 10–18. o.
- JUMAH, A. [1996]: Market structure, marketing margins and EU membership: evidence from the Austrian meat sector. Megjelent: Agriculture after joining the EU (Sector analysis for Austria). Bundesanstalt für Agrarwirtschaft (AWI) Bécs.
- KINNUCAN, H. W.–FORKER, O. D. [1987]: Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. American Journal of Agricultural Economics, No. 5, 285–292. o.
- LEBENSMITTELINDUSTRIE [1996]: Die Lebensmittelindustrie. Megjelent: Monatsbericht über die österreichische Landwirtschaft. Bundesanstalt für Agrarwirtschaft, Bécs, 4., 6., 9.
- ORBÁNNÉ NAGY MÁRIA–TÓTH József [1997]: Agricultural Market Development and Government Policy in Hungary – The Case of Pig/Pork Sector. Kézirat, The World Bank, Budapest.
- PELTZMAN, J. [2000]: Prices Rise Faster than Tehy Fall. Journal of Political Economy. Vol. 108. No. 3. 466–502. o.
- PINDYCK, S. P.–RUBINFIELD, D. L. [1991]: Econometric Models and Economic Forecasts. McGraw-Hill, New York, 596 o.
- RAMANATHAN, R. [1992]: Introductory Econometrics with Applications. Second Edition. The Dryden Press, London, 633. o.
- SCHNEIDER, M. [1996]: Austrian Experience with the Common Agricultural Policy. Az Adjustment of Agricultural Policies of Central and East European Countries on the Way to the European Community című nemzetközi konferenciára benyújtott előadás. Szirák, szeptember.
- SZABÓ Márton [1991]: Agrárpiac-politika Ausztriában. Kézirat, AKII, Budapest, 120. o.
- TÓTH JÓZSEF [1999]: Market development in the Hungarian Dairy Sector. Megjelent: Food Processing and Distribution in Transition Countries: Problems and Perspectives. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel, 62–77. o.
- TÖRZSÖK ÉVA [1996a]: Az osztrák mezőgazdaság és az EU keleti kibővülése. Kézirat, Bécs, 38. o.
- TÖRZSÖK ÉVA [1996b]: Az osztrák sertés és sertéshús piac. Kézirat, Bécs, 9. o.
- V. CRAMON-TAUBADEL, S.–MEYER, J. [2000a] Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact? University Göttingen, Institut für Agricultural Economy, Working Paper.
- V. CRAMON-TAUBADEL, S.–MEYER, J. [2000b] Asymmetric Price Transmission: A Survey. University Göttingen, Institut für Agricultural Economy, Working Paper.
- WEI, A. ÉS SZERZŐTÁRSAI [1995]: Market Efficiency and Government Policy in the Polish Wheat Market. Kézirat, World Bank, 32. o.
- WORLD BANK [1996]: The Determinants of Price Efficiency in Agri-Food Markets of the Transition Economies. Project proposal, World Bank, 45. o.