

Mi a magyar húsfeldolgozó vállalatok gyengélkedésének oka? Egy ártranszmissziós elemzés eredményei

Berezvai Zombor^{*}

*Eötvös Loránd Tudományegyetem, Társadalomtudományi Kar,
Közgazdaságtudományi Tanszék*

Absztrakt

Tanulmányomban a 2011 és 2013 között sorozatosan bedőlő magyar húsipari vállalatok külső piaci helyzetét vizsgálom ártranszmissziós elemzés segítségével. A kutatás során arra a kérdésre keresem a választ, hogy az ellátási láncban alattuk és fölöttük lévő iparágak piaci erejük révén képesek-e olyan kedvezőtlen gazdasági környezetet teremteni, amelyben a húsfeldolgozó vállalatok nyereséges működése ellehetetlenül. Eredményeim alapján ez nem áll fenn. A sertésenyésztőktől kiinduló sokkok szimmetrikusan és teljesen megjelennek a félsertés átadási árában, és ez továbbgyűrűzik a feldolgozó átadási árakba is. A feldolgozó inflációval korrigált árreje szignifikánsan nem változott a vizsgált periódusban (2004–2012). Véleményem szerint a vállalatok sorozatos bedőlését a kereslet csökkenése eredményezi, amelynek hosszú távú folyamataitól függ, hogy megéri-e állami pénzen megmenteni a csődbe jutó cégeket.

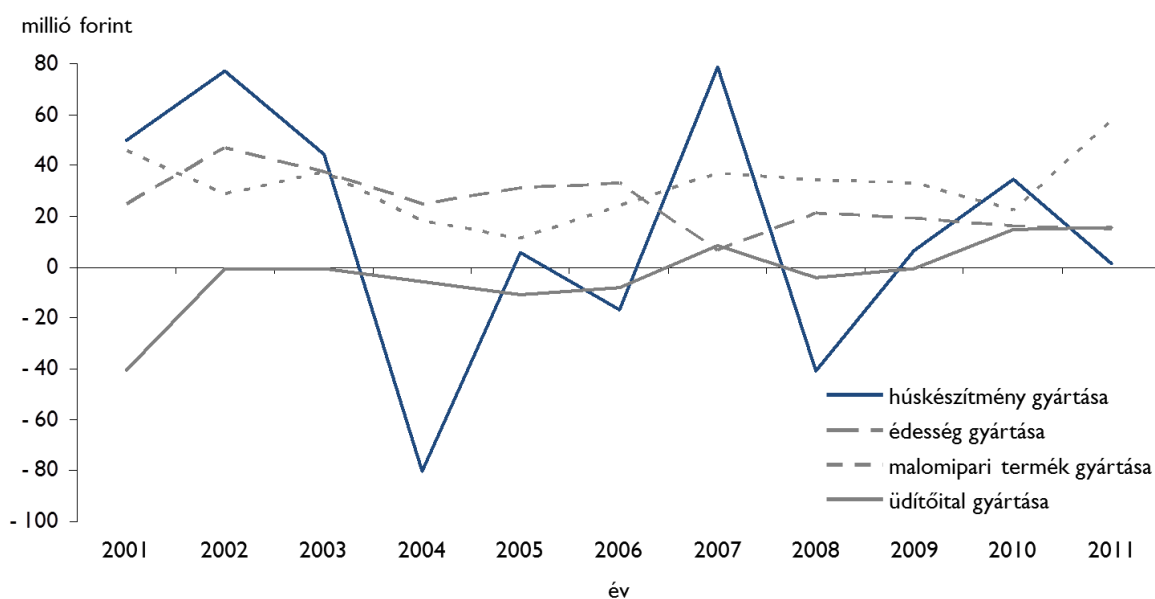
^{*} Elektronikus levélcím: bzombor@caesar.elte.hu

Bevezetés

A húsipar a magyar gazdaság egy akut válságterülete. Már a 2008-ban kezdődött világgazdasági válság előtt is nehézségekkel küzdöttek – első sorban – a nagyobb vállalatok. Több cég felszámolás alá került, közülük csak néhány nagyobb gyártónak sikerült újraindítania a termelést. A 2008 óta csökkenő fizetőképes kereslet tovább erősítette a folyamatot, az elmúlt években a legnagyobb vállalatok vagy veszteségesek voltak vagy egészen minimális nyereséget termeltek csak (lásd Rácz, 2012a). „Nincs ma Magyarországon eredményesen dolgozó húsipari vállalkozás” – állította Ruck János, a Gyulai Húskombinát Zrt. volt vezérigazgatója egy 2012 őszi interjúban (Rácz, 2012b).

A valós helyzet azért ennél árnyaltabb. A Nemzeti Adó- és Vámhivatalhoz (NAV) benyújtott vállalati mérlegek és eredménykimutatások adatai alapján készült összesítés szerint mind a húsfeldolgozás, mind a készítménygyártás területén a vállalatoknak kicsit több mint a fele nyereséges volt 2011-ben. Az egy vállalatra jutó üzemi eredmény 2001 és 2011 közötti alakulását mutatja az 1. ábra. Néhány egyéb fogyasztásra kész élelmiszer gyártó iparág adatait is ábrázoltam viszonyítási pontként. Ebből a nézőpontból tekintve a készítménygyártó vállalatok helyzete nem kilátástalan. Ugyanakkor figyelemre méltó, hogy az elmúlt évtizedben az üzemi eredmény igen volatilis volt, nagy kilengéseket mutatott, és

Az egy vállalatra jutó üzemi eredmény alakulása néhány szakágzatban



1. ábra, forrás: NAV adatbázis alapján

tíz év átlagában nem sokkal haladta meg a nulla szintet, amely hosszú távon nem fenntartható.

Az igazi kérdés az, mi az iparág alacsony jövedelmezőségének az oka. Dolgozatomban erre a kérdésre keresem a választ.

Az egyes vállalatok eredményességére saját döntéseik, termelési hatékonyságuk mellett a vállalatok által (főként rövid távon) nem befolyásolható piaci viszonyrendszer is hatással van. Az iparági szerkezet vizsgálatával képet alkothatunk arról, hogy a húsipari szereplők az input- és outputpiacon milyen erővel tudnak fellépni a többi vállalattal szemben. Az elemzésből következtethetünk arra, hogy nehéz helyzetüket okozhatják-e döntő mértékben a kedvezőtlen piaci erőviszonyok vagy sem.

Az eredmény nem lényegtelen azokban az esetekben, ha egy vállalat állami megsegítéséről kell dönten. Amennyiben az előbbi ok miatt került nehéz helyzetbe egy cég és a kimentéssel együtt az intézményrendszer reformja is megvalósul (vagy legalább elkezdődik), a vállalat hosszú távon nyereséges lehet. Viszont a hatékonytalan vállalatok és üzemek megmentésekor nagy a valószínűsége, hogy a veszteség újra fel fog halmozódni, így a kimentés csak ideiglenesen orvosolhatja a problémát.

A mai magyar húsiparban több jelentős vállalat áll a csőd szélén, amely a kedvezőtlen piaci helyzetnek is lehet a következménye. A kérdés eldöntése azonban a piac elemzését igényli. A sertéshús ágazat vertikális ártranszmissziójának vizsgálatával az ellátási láncba ágyazva vizsgálom az ágazat piaci helyzetét, az egyes kontraktusokban a piaci erő megoszlását.

Több hasonló kutatás készült már a hazai sertéságazatról (pl. Bakucs és Fertő, 2005; Varga et al., 2007), azonban ezek részben eltérő eredményekre vezettek, illetve az EU-csatlakozás előtti adatokon alapultak. Ebben a dolgozatban az EU-csatlakozás évétől 2012-ig vizsgálom a sertésvertikumot, ráadásul minden egyes cserekontraktust külön-külön. Több, a szakirodalmi összefoglalóban bemutatott kutatás az élősertés és a kiskereskedelmi sertéshús árát hasonlítja össze, így nem tudja elkülöníteni a sertéstermelők és a vágóhidak, a vágóhidak és a készítménygyártók, a készítménygyártók és a kereskedők, illetve a kereskedők és a fogyasztók közötti kapcsolat folyamatait. Az összemosott kép pedig sokszor éppen a lényeges pontokat nem tudja felfedni. Kutatásom során az ellátási lánc két pontját vizsgáltam, a vágóhidak és a készítménygyártók, illetve a készítménygyártók és a

kereskedők kapcsolatát, tehát a hagyományos értelemben vett húszemek input- és outputpiacait elemeztem.

A dolgozat felépítése az alábbi. A következő fejezetben röviden bemutatom a magyar húsipari vállalatokat. Azután a vertikális ártranszmissziós elemzés elméleti keretét vázolom fel, majd az azt követő részben röviden ismertetem a korábbi hasonló elemzéseket. Az ötödik fejezetben a kutatás módszertanát, majd a felhasznált adatokat mutatom be. Végül az eredmények ismertetése és értékelése következik, amelyet egy összegző fejezet zár le.

A magyar húsipar bemutatása

A húsipar ellátási lánc a sertésenyésztőktől a kiskereskedelmi üzletekben a termékeket megvásárló fogyasztóig terjed. (Farmtól a villáig, ahogy az Eurostat megfelelő kiadványának címe is mutatja.) Ebben a kutatásban elsődlegesen a levágott sertéseket feldolgozó vállalatokkal foglalkozom. A készítménygyártók alapanyaga a vágóhidakról érkező félsertés. Termékeiket pedig közvetlenül a kis- és nagykereskedők vásárolják meg.

2008-ban Magyarországon 460 ezer tonna hidegsúlyban mért sertést vágta le a hazai vágóhidak az Eurostat adatai szerint. Ezt az alapanyagot részben külföldre adták el, illetve külföldről is érkezett serteshús Magyarországra. Az így rendelkezésre álló 474 ezer tonna alapanyagot¹ Székelyné Raál (2010) összesítése alapján körülbelül 40 húskészítménygyártó vállalat dolgozta fel 2008-ban.

Az ellátási láncban egymás után következő három iparág néhány koncentrációs jellemzőjét tartalmazza az 1. táblázat. Feltűnő, hogy a készítménygyártás esetén a legnagyobb az iparági koncentráció mindhárom mutató alapján. A legkevésbé koncentrált ágazat pedig a húsfeldolgozás, amely a vágást és a darabolást tartalmazza.

A koncentrált készítménygyártó iparág képéhez jól illenek Czibik és Makó (2008) tanulmányának egyes eredményei. A hazai kiskereskedelmi láncok és beszállítói kapcsolatát vizsgáló kérdőíves kutatásuk során azt találták, hogy egyedül a húsarut és tejtermékeket forgalmazó cégeknek volt képes több mint a fele az inflációnál nagyobb árváltozást elérni a termékeiknél 2006-ban (termékeik 57,1%-ánál legalább az infláció mértékével tudták növelni átadási áraikat).

¹ A külkereskedelmi adatok forrása a Központi Statisztikai Hivatal.

A sertésvertikum három egymásra épülő részét befoglaló szakágazatok néhány koncentrációs és jövedelmezőségi mutatója

megnevezés	vállalatszám (darab)	CR3* (%)	CR5* (%)	HHI*	egy cégre jutó üzemi eredmény (millió Ft)
húsfeldolgozás, -tartósítás	358	21,1	31,3	279	-6,8
hús-, baromfihús-készítmény gyártása	43	74,5	82,5	2 601	-40,7
élelmiszer jellegű bolti vegyes kiskereskedelem	4 881	49,9	57,6	1 182	0,4
* az értékesítés nettó árbevétele alapján					

1. táblázat, forrás: GVH Versenystatisztika adatbázis és NAV adatbázis alapján

Ehhez képest meglepő, hogy az egy vállalatra jutó üzemi eredmény a húskészítménygyártás esetén a legkisebb a vázolt három iparág közül. Hasonló eredményre vezet egy sajátos összevetés is. A HVG évente közzétett TOP 500 vállalati árbevételi rangsorában a 2008 és 2011 közötti években 3–5 húskészítménygyártó szerepelt, míg az eredményességi rangsorban egyedül 2009-ben volt egyetlen helyezett vállalat (Pick Szeged Zrt.). A magas árbevételű vállalatok profitabilitása tehát igen szerény, a kisebb vállalatok esetében pedig méretgazdaságossági problémák léphetnek fel, így alakulhat ki a teljes iparágra vetített jelentős veszteség.

Ezzel szemben fogyasztói oldalról viszonylag kedvező a hazai húsipar helyzete. A Nielsen 2011 végi felmérése szerint az élelmiszeripari termékek közül a legtöbben (a fogyasztók 81%-a) a húskészítmények esetén részesíti előnyben a magyar termékeket.

Ráadásul a kiskereskedelmi üzletláncok sajátmárkás (ún. private label) termékeinek aránya a húskészítmények esetén az élelmiszeripari átlag körül alakul (kb. 25% a Nielsen adatai alapján), így a gyártói márkás, és ezzel együtt a termelőknek általában nagyobb árrést biztosító termékek piaci részesedése szintén nem rosszabb az átlagnál.

Összességében tehát elmondható, hogy a húsipari vállalatok helyzete igen összetett. Egyik oldalról az iparág jelentős veszteségeket könyvelt (és könyvel) el, alulteljesített más ágazatokhoz képest, ugyanakkor több olyan jel is van, amely arra utal, hogy gyártóik és termékeik piaci helyzete nem rosszabb, mint más élelmiszeripari ágazatokban tevékenykedőké.

Az ártranszmissziós elemzések elméleti háttere

Teljes iparágak versenyhelyzetének elemzésére gyakran alkalmazott eszköz az ártranszmisszió. Ennek lényege, hogy az input és output árak közötti kapcsolatot vizsgálva, a költségek áthárításának elemzéséből következtetnek arra, hogy az egyes cserekontraktusokban melyik szereplő a domináns (ha egyáltalán van ilyen).

Mivel az árak közötti kapcsolatok rendszere végtelenen bonyolult is lehet, az ártranszmissziós elemzések három alapvetésre épülnek. Ezek Rapsomanakis et al. (2003) alapján a következők.

- Az árak együttmozgása és az árváltozások teljes átgyűrűzése az egyik piacról a másikra.
- Az árigazodás sebességének és dinamikájának vizsgálata.
- Az árváltozások szimmetrikus voltának elemzése. Ez röviden azt jelenti, hogy az egyik piacon az ár emelkedése és csökkenése ugyanolyan gyorsan és teljesen tükröződik-e a másik piac árában vagy sem.

Az ártranszmissziós elemzéseknek két alapvető iránya figyelhető meg. Egyrészt ugyanazon termék (pl. búza, sajt, baromfihús) áralakulásának kapcsolatát elemzik térben szeparált piacokon. A horizontális ártranszmisszió elméleti hátterét Rapsomanakis et al. (2003) mutatja be. Az alapvető feltevés az egy ár elve, amely alapján a szállítási költségek okozta különbséggel térhetnek csak el az egyes piacokon a megfelelő árucikkek árai. Ezt finomítja az egy ár elvének gyenge változata, amely ennél kisebb eltérést is megenged.

Másrészt, a vertikális ártranszmisszió az ellátási lánc különböző fokán álló szereplők közötti áralakulásokat vizsgálja. Ez a nyersanyag termelőjétől a feldolgozókon és a nagykereskedőkön át egészen a végső fogyasztónak értékesítő kiskereskedelemig az árak nyomon követését és az áralakulások vizsgálatát jelenti.

Conforti (2004) az ártranszmissziót befolyásoló tényezőket hat részbe csoportosította. Ezek közül a vertikális ártranszmissziót a piaci erő megoszlása, a termelés növekvő mérethozadéka és a termékek differenciáltsága befolyásolhatja.

Meyer és von Cramon-Taubadel (2004) azonban felhívja a figyelmet, hogy oligopolista piaci szerkezet esetén pozitív és negatív aszimmetria is felléphet az ártranszmisszió során. Például, ha a vállalatok piaci részesedésük csökkenésétől tartanak,

akkor inputáraik csökkenései gyorsabban megjelenhetnek a kibocsátási árakban, mint az áremelkedések, és ez negatív aszimmetriát eredményez.

Ellenkező oldali példa, amikor a vállalatok haszonkulcsuk mértékét figyelik. Csökkenő inputárak esetén a haszonkulcs megnő, amely kedvezőbb a vállalatoknak, így kibocsátási árak lassabb igazodásában érdekeltek. Az inputárak emelkedése esetén éppen ellentétes folyamatok játszódnak le, így alakulhat ki pozitív ártranszmissziós aszimmetria.

Ezek mellett a vélekedések szerepe is lényeges. Amennyiben a vállalatok arra számítanak, hogy a többi cég az inputár csökkenését (emelkedését) azonnal megjelenteti output áraiban is, de az áremelkedést (árcsökkenést) nem, akkor az adott vállalat is ennek megfelelően fog viselkedni. Ilyen esetekben a teljes piacot vizsgálva negatív (pozitív) aszimmetria alakulhat ki.

Az ártranszmissziót befolyásoló másik jelentős tényezőcsoport a költségek szerkezete. Magas fixköltségű ágazatok esetén a kapacitás minél jobb kihasználása lehet a vállalatok célja. Az inputárak emelkedése esetén a haszonkulcs valamekkora csökkenése még elfogadható a vállalatok számára a magasabb kapacitáskihasználtságért cserébe, amely negatív ártranszmissziót eredményezhet.

Másrészről az árváltoztatás közvetlen költsége (menüköltség) is jelentős lehet, amely az árak ragadóságához vezet. Ilyenkor az inputárak emelkedése esetén a vállalatok gyorsabban reagálnak, hiszen profitjuk csökkenése gyorsabban elérheti azt a küszöböt, ahol már megéri az ármódosítás költségét felvállalni. Árcsökkenések esetén erre kisebb az ösztönzés, tehát pozitív ártranszmisszió állhat elő.

Ezek mellett lényeges még a kereslet alakulása is. Pozitív keresleti sokk az árak emelkedéséhez vezethet, míg negatív sokkok esetén a vállalatok inkább készleteiket növelhetik, mintsem áraikat csökkentik.

E rövid összefoglalóból is látható, hogy az árak közötti kapcsolatokat több, sokszor egymással ellentétes hatású tényező is befolyásolja. Ráadásul az árak közötti kapcsolat eltérő lehet rövid és hosszú távon. Hosszú távon a piaci egyensúly felé mutatnak a folyamatok, így a rövid távú áralakulást befolyásoló tényezők hatásai nagyrészt eltűnnek.

Szakirodalmi áttekintés

Számos ország húsipari termékpályájára vonatkozóan készült vertikális ártranszmissziós elemzés az elmúlt évtizedekben. Előbb a külföldi eredményeket mutatom be, majd a magyarországi kutatások eredményeit ismertetem.

Conforti (2004) fejlődő ázsiai és afrikai országok esetében vizsgálta az ártranszmissziót a belföldi és az országos ár, illetve országokon belül a vertikális ellátási láncon belül is FAO adatok alapján. Általánosságban igaz volt, hogy a belföldi ártranszmisszió teljesebb volt, mint a világpiaci árakhoz való alkalmazkodás. A sertéshús termékpálya azonban az egyik legkevésbé integrált ágazata volt a legtöbb vizsgált országnak, szignifikáns vertikális ártranszmisszió mindössze Ugandában volt kimutatható.

Adachi és Liu (2009) a japán sertéságazatot vizsgálták 1967 és 2008 között. A hosszú idősor okán strukturális töréseket alkalmaztak az ártranszmissziós egyenletben. A törések számát endogén módon, az adatokból határozták meg. Eredményeik alapján a japán húsipari vertikumban szignifikáns, de nem szimmetrikus ártranszmisszió mutatható ki, amely ráadásul időben előre haladva folyamatosan (rezsimről rezsimre) gyengült.

Miller és Hayenga (2001) az Amerikai Egyesült Államok sertés piacát vizsgálta. Mind a termelői és nagykereskedelmi, mind a nagy- és kiskereskedelmi árak kapcsolatát elemezték. Kutatásuk egyedisége, hogy megbontották a vizsgálatot az árváltozások gyakoriságának függvényében. Eredményeik alapján a forrásvidéki iparágban aszimmetrikus ártranszmisszió figyelhető meg az árváltozás gyakoriságától függetlenül. Azonban a kis- és nagykereskedők között csak a kis frekvenciájú (lassan változó) ciklusokban található aszimmetrikus áralkalmazkodás. A szerzők szerint ez a készletgazdálkodással hozható összefüggésbe.

Abdulai (2002) a svájci húspiacon szintén aszimmetrikus áralkalmazkodást talált. Eredményei alapján a feldolgozó árak Granger-okozzák a kiskereskedelmi árakat, azonban visszafelé ilyen kapcsolat már nem figyelhető meg. A megemelkedő feldolgozó átadási árak pedig lényegesen gyorsabban megjelennek a fogyasztói árakban, mint az árcsökkenések.

Von Cramon-Taubadel (1998) a német sertéshúspiacon a termelői és a nagykereskedelmi árak kapcsolatát vizsgálta aszimmetrikus hibakorrekciós modell segítségével. Eredményei azt mutatják, hogy ebben a cserekontraktsban is az eladóknak van fölényük, a termelői árak növekedése gyorsabban tükröződik a nagykereskedelmi

árakban, mint az árcsökkenések. A feldolgozó árér tehát hosszabb ideig volt saját egyensúlyi értéke fölött, mint az alatt.

A Study on the Competitiveness of the European Meat Processing Industry című tanulmány szintén az ártranszmisszió szimmetrikusságát vizsgálta öt EU-tagállam esetén. Egyrészt a vágóhidak, másrészt a csomagolás és a kiskereskedelem (együttes) árérének alakulását vizsgálva.

Von Cramon-Taubadel (1998) eredményeivel ellentétben Németországban csökkenő árérst találtak – még növekvő sertésárak mellett is csökkent a nagykereskedelmi ár. Azonban a nagy- és kiskereskedelmi árak különbsége is csökkent, tehát a teljes iparágat folyamatosan mérséklődő árér jellemezte.

Hollandiában viszont a sok más országban jellemző aszimmetriát fedezték fel. A nagykereskedelmi árak növekedése azonnal megjelent a kiskereskedelmi árakban, a csökkenés azonban csak részben.

Az Egyesült Királyságban a termelői és nagykereskedelmi árak közötti rés termékenként eltérően alakult, egyes termékek esetén nőtt (pl. oldalas), máshol nem változott lényegesen (pl. comb), megint másoknál csökkent (pl. dagadó). A következő szinten azonban teljesen elszakadtak az árak egymástól, és lényegesen növekedett az árér.

Lengyelországban szintén emelkedett a nagykereskedői árér. Amikor a vágóhidak átadási ára nőtt, a kiskereskedelmi ár jobban emelkedett, míg fordított esetben a fogyasztói ár kevésbé csökkent. A vágóhidak áréré azonban nem módosult lényegesen.

Bojnec (2002) a szlovén sertéságazatban végzett ártranszmissziós elemzéseket annak megállapítására, hogy a piac versenyzőinek tekinthető-e vagy sem. Eredményei egybeesnek a kompetitív piac elméleti hipotéziseivel, így a szlovén sertésfeldolgozás és -értékesítés versenyzői ágazatnak tekinthető. Ugyanakkor mindkét tevékenység áréré lényegesen nagyobb volt Szlovéniában, mint a fejlett piacgazdaságokban.

Fertő és Bakucs (2005) egy ehhez nagyban hasonló elemzést végeztek Magyarországra. Kutatásukat az ártranszmisszió szimmetrikusságára is kiterjesztették. A korábban bemutatott elemzésekkel ellentétben a szerzők azt találták, hogy a magyar sertéságazatban a termelői és a kiskereskedelmi árak között szimmetrikus kointegrációs kapcsolat van. Ugyanakkor érdekes, hogy a kiskereskedői árak Granger-okozzák a termelői árakat, tehát az ármeghatározási folyamat éppen ellentétesen történik, mint Svájcban (Abdulai, 2002).

Bakucs et al. (2006) a német és a magyar húsgazat ártranszmissziójának összehasonlításakor már részben eltérő következtetésekre jutottak. Kointegrációs és aszimmetrikus hibakorrekciós modelljük eredményeként mindkét piacon hosszú távon szimmetrikus ártranszmisszióra tudtak következtetni. Rövid távon azonban a magyarországi sertés piac aszimmetrikus jegyeket tükrözött, a sertésárak csökkenésére kisebb mértékben reagáltak a fogyasztói árak, mint a növekedésére.

Érdekes eredmény, hogy hosszú távon mindkét országban a termelői árak Granger-okozzák a kiskereskedelmi árakat, tehát Magyarország esetén éppen fordított helyzetet azonosítottak, mint amit Fertő és Bakucs (2005) kimutattott.

Varga et al. (2007) teljes kereskedői erőfölényt mutattak ki a feldolgozott hústermékek (pl. rövidkaraj, sertéscomb) tekintetében, amely azt jelentette, hogy a feldolgozóknak különböző mértékű árvesztést kellett elkönyvelniük az egyes termékek után. A magasabb hozzáadott értékkel rendelkező húskészítmények esetén már váltakozó volt az erőfölény (pl. míg a gépsonkán árvesztést kényszerültek elszenvedni a gyártók, addig a párizsin árnyereségük volt).

Az ártranszmisszió szimmetrikusságát befolyásoló tényezőket vizsgálta Bakucs et al. (2013) meta-analízisükben. Bináris modelljük eredményei azt mutatták, hogy minél koncentráltabb a mezőgazdasági termelői szektor, annál valószínűbb, hogy az ártranszmisszió szimmetrikus. A feldolgozók és a kereskedők esetén minél kiegyensúlyozottabb a két szektor piaci ereje, annál valószínűtlenebb az aszimmetrikus ártranszmisszió. Ugyanakkor, ha a kereskedők közötti árverseny korlátozott, az növeli az ármozgások aszimmetrikusságának esélyét.

Az elemzés módszertana

Hassouneh et al. (2012), illetve Frey és Manera (2007) részletes áttekintést nyújtanak az ártranszmissziós elemzésekben alkalmazott ökonometriai módszerekről. A vizsgálat kiindulópontja minden esetben az adatsor integráltságának meghatározása. Amennyiben az adatok első rendben integráltak, úgy az áradatsorok közötti kointegrációt kell tesztelni, majd érdemes ún. aszimmetrikus vektor hibakorrekciós modellt építeni az ártranszmisszió szimmetrikusságának vizsgálatához.

Amennyiben az adatsorok stacionerek, úgy a kointegráció vizsgálata értelmetlen. Ebben az esetben tehát másfajta eszköztár használata szükséges.

A módszertani áttekintés során az alábbi jelöléseket fogom alkalmazni. Az árak idősorát x_t és y_t jelöli, az idősor hosszát T . Amennyiben ez lényeges, akkor x_t a termelési tényező, míg y_t a kibocsátás árát jelöli. A becslés hibatagját u_t -vel jelölöm, amely feltételezés szerint független normális eloszlású 0 várható értékkel és konstans szórással (fehér zaj).

Stacionaritás tesztelése

Az adatsorok stacionaritását kiterjesztett Dickey–Fuller- (ADF-) próbával vizsgáltam. A próba alapja, hogy egy, az adatokra legjobban illeszkedő autoregresszív folyamat paramétereinek összegét teszteli az egységnyi nullhipotézissel szemben. Amennyiben a folyamat paramétereinek összege valóban egy, úgy biztosan létezik egységgyök, tehát nem lehet stacioner a folyamat. A teszt formálisan az alábbi egyenletet becsli, ahol a konstans és a trend beépítése opcionális.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \beta_j \Delta y_{t-j+1} + u_t$$

Ez a felírás összhangban van a megfelelő (k késleltetésű) autoregresszív folyamattal. (A pontos átírást lásd Enders, 2004.) Egységgyök létezése esetén $\gamma = 0$. ADF-tesztnél tehát a nullhipotézis mellett az adatsor nem stacioner (legalább első rendben integrált), míg az alternatív hipotézis elfogadása esetén stacioner.

Az ADF-teszttel kapcsolatban több probléma is felmerül (pl. szükséges-e konstans és trend a modellbe, mi alapján határozható meg k , probléma adódhat, ha az adatgeneráló folyamatban mozgóátlag tagok is szerepelnek). Mindezek ellenére az ártranszmissziós elemzésekben leggyakrabban ADF-tesztet használnak.

További problémát okoz, ha az adatsorban strukturális törés van. Ezt figyelmen kívül hagyva ugyanis az egyébként stacioner adatsorban az ADF-teszt egységgyököt mutathat. Mivel a vizsgált időszak gazdaságilag igen izgalmasan alakult (Magyarország EU-csatlakozásától a pénzügyi válság kirobbanásán át a sertéságazat fellendítésének programjáig ível), így elképzelhető strukturális törés az árakban.

Zivot és Andrews (1992) Perron strukturális törés melletti stacionaritás tesztjét továbbfejlesztve olyan próbát vezettek be, amely endogén módon keresi meg a töréspontot. Többféle tesztegyenlet írható fel, attól függően, hogy a töréspont a folyamat szintjét és/vagy trendjét is érinti-e. A kutatás során a folyamat szintjében lévő törés melletti stacionaritást vizsgáltam. Az eljárás alapja az ADF-teszt, amelyet kiegészítettek a (konstansban lévő) töréspontot jelölő vakváltozóval.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 D_t(\lambda) + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + u_t,$$

ahol $D_t(\lambda) = 1$, ha $t > T\lambda$, 0 egyébként. λ adja meg a töréspont helyét az idősorban. Az eljárás során az a λ paraméter lesz a töréspont helye, amely esetén a $H_0: \gamma = 1$ (vagyis az adatsor egységgyököt tartalmaz) teszt elutasítása a legvalószínűbb, tehát a t -statisztika értéke a legkisebb. A teszt kritikus értékeit Zivot és Andrews (1992) közzölték.

Amennyiben a stacionaritás tesztek alapján az adatsor egységgyököt tartalmaz, úgy a kointegráció tesztelése következik. Abban az esetben, ha az adatsor nem integrált, az árváltozások szimmetriájának vizsgálata következik vektor autoregresszív modellek segítségével.

Kointegráció vizsgálata

Következő lépésként az input és az output árak együttmozgását kell megvizsgálni. Ehhez a Johansen (1988) által bevezetett kointegrációs tesztet használtam. A kointegrációval adatsorok együttmozgása tesztelhető. Nem stacioner (így időben változó várható értékű és szórású) adatok között ugyanis könnyen hamis regressziót futtathatunk. A kapott regresszió akkor tükröz valódi kapcsolatot, ha a hibatagok eggyel alacsonyabb rendben integráltak, mint az eredeti adatok.

Mint azt Rapsomanakis et al. (2003) bemutatja, az alábbi hibakorrekciós modell becslése képezi az eljárás alapját.

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \boldsymbol{\pi} \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{A}_k \Delta \mathbf{y}_{t-k} + \mathbf{u}_t,$$

ahol $\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$, a becsült paraméterek pedig mátrixok.

A kointegrációt a π mátrix rangja határozza meg. Amennyiben a mátrix rangja 0, úgy az adatsorok stacionerek, amennyiben n (ahány változót y_t tartalmaz), akkor az adatsorok kointegrálatlanok.

A kointegrációs vektor meghatározása az alábbi dekompozícióból következik:

$$\pi = \alpha\beta',$$

ahol α és β ($n \times \text{rank}(\pi)$) dimenziós mátrixok. β a kointegrációs vektor, tehát azt mutatja meg, hogy az adatsorok milyen lineáris kombinációja eredményez eggyel kisebb rendben integrált hibatagot. α a hosszú távú egyensúlytól való eltérés igazodási paramétereit adja. Az eljárás tehát több kointegrációs vektort is eredményezhet, azonban a kutatás során két adatsort vizsgáltam, így maximum egy kointegrációs vektor lehetséges.

Strukturálisan tört adatsorok kointegrációjának vizsgálatára Gregory és Hansen (1996) fejlesztettek ki egy endogén töréspont keresési eljárást. Kutatásom során azonban ennek a módszernek a használtára nem került sor, így nem mutatom be részletesen.

Az ártranszmisszió szimmetrikusságának vizsgálata

Az ártranszmisszió szimmetrikusságának tesztelésére Houck (1977) az alábbi egyenletet specifikálta:

$$y_t^* = \alpha_0 + \theta_1 x_t^{+*} + \theta_2 x_t^{-*} + \mathbf{A}z_t^* + u_t,$$

ahol $y_t^* = \sum_{j=1}^t \Delta y_j$, $x_t^{+*} = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j; 0)$, $x_t^{-*} = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j; 0)$, illetve $z_t^* = \sum_{j=1}^t \Delta z_j$ és z_t tetszőleges exogén magyarázó változókat tartalmazó vektor. Az ártranszmisszió szimmetrikus, ha a $\theta_1 = \theta_2$ megszorítás teljesül.

A modell hibáira von Cramon-Taubadel (1998) hívta fel a figyelmet, és bizonyította be, hogy az alapvetően ellentétes a vizsgálni kívánt áradatok közötti kointegrációval. A probléma feloldására vektor hibakorrekciós modell használatát javasolta.

A hibakorrekciós modell aszimmetrikus változatát Granger és Lee (1989) a termelés, az értékesítés és a készletek kapcsolatát vizsgálva fejlesztették ki. Ennek lényege, hogy a hibatag előjelétől függően más az alkalmazkodás sebessége. Ez a módszer könnyen általánosítható árak közötti kapcsolatra is.

Meyer és von Cramon-Taubadel (2004) módszertani áttekintése során azt javasolta, hogy a kointegrációs hibatagokat ($v_t = \beta' y_t$) pozitív (v_t^+) és negatív (v_t^-) tagokra bontva az alábbi regressziót célszerű megbecsülni.

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j^+ D^+ \Delta x_{t-j+1}) + \sum_{j=1}^l (\beta_j^- D^- \Delta x_{t-j+1}) + \phi^+ v_{t-1}^+ + \phi^- v_{t-1}^- + u_t,$$

ahol D^+ , illetve D^- a pozitív, illetve a negatív árváltozásokat jelző vakváltozók.

A szimmetria tesztelésére a $\phi^+ = \phi^-$ megszorítás alkalmas. A nullhipotézis teljesülése mellett ugyanis az egyensúlyinál alacsonyabb és magasabb árrés esetén is ugyanolyan gyors a visszarendeződés. Amennyiben valamelyik becsült paraméter szignifikánsan alacsonyabb a másikinál, úgy a megfelelő irányba elmozduló árrés hosszabb ideig volt jellemző a piacon.

A becslés torzítatlanságának feltétele, hogy az egyik változó (y_t vagy x_t) legalább gyengén exogén legyen. Az árak szimultán módon történő meghatározása ugyanis torzítottá teszi a becslést. (A becslési eljárás kiinduló feltételei közé tartozik, hogy a magyarázó változók exogének.) Az erre szolgáló eljárások használatára azonban nem volt szükség a kutatás során, így nem mutatom be őket.²

Stacioner adatsorok vizsgálata vektor autoregresszív modellekkel

Stacioner adatsorok esetén Hassoun et al. (2012) VAR modellek alkalmazását ajánlja. Első lépésként Miller és Hayenga (2001) cikkéhez hasonlóan az árváltozások irányát határoztam meg Granger-okság tesztet használva.

A Granger-okság kiindulópontja, hogy a jövő nem határozhatja meg a jelent és a múltat, így egy adatsor jelenbeli értékére is csak a múltban bekövezett változások lehetnek hatással. A modell formális felírása Maddala (2004) alapján

$$y_t = \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + u_t,$$

1. egyenlet

² Az exogenitás tesztelésének módszertanát lásd von Cramon-Taubadel (1998) cikkében.

ahol a β_j együtthatók együttes szignifikanciája esetén az x_t adatsor Granger-okozza az y_t -t. A megfelelő késleltetés szám kiválasztására az Akaike információs kritériumot használtam. Ugyanakkor a Granger-okság igazából csak időbeli megelőzöttséget jelent és nem valódi okságot. Maddala (2004) alapján viszont szimultán rendszerekben az oksági kapcsolatok nem vizsgálhatók *a priori* feltevések nélkül.

A Granger-okság tehát azt mutatja meg, hogy melyik adatsor előzi meg a másikat. Mivel azonban az ellátási lánc egymást követő lépcsőfokait jellemző adatokat vizsgálunk, így ez az ársokkok kiindulópontjának elemzéséhez is adhat némi támpontot.

Következő lépésként az árcsökkenésekre és az árnövekedésekre való reakciót vizsgáltam Miller és Hayenga (2001) VAR modelljéhez hasonlóan.

$$\Delta y_t = \alpha + \Phi_0^+ \Delta x_t^+ + \Phi_0^- \Delta x_t^- + \dots + \Phi_k^+ \Delta x_{t-k}^+ + \Phi_k^- \Delta x_{t-k}^- + u_t,$$

2. egyenlet

ahol a + és – felső index az adott időszaki árváltozás irányát jelöli, az y_t és x_t változók pedig a Granger-okság irányának megfelelőek. Miller és Hayenga (2001) specifikációjával szemben a változók és az együtthatók nem vektorok, hiszen egyszerre mindig csak két árpárt vizsgáltam. Lényeges eltérés továbbá, hogy azonos idejű magyarázó változókat is megengedtem a modellben, hiszen míg Miller és Hayenga (2001) heti árváltozásokat vizsgált, addig én havi adatokat használtam, és egy hónap elég hosszú idő ahhoz, hogy az árváltozások átfussanak a láncon. A megfelelő késleltetés szám meghatározását magas késleltetés számról indulva visszafelé, backward eliminációval végeztem.

Az ártranszmisszió rövid távon szimmetrikus, ha az azonos késleltetésekhez tartozó pozitív és negatív árváltozást jelző paraméterek páronként megegyeznek (tehát ha $\Phi_j^+ = \Phi_j^- \forall j$). A hosszú távú szimmetria feltétele pedig a pozitív és negatív paraméterek összegének az egyezősége, formálisan a $H_0: \sum_{j=1}^k \Phi_j^+ = \sum_{j=1}^k \Phi_j^-$ hipotézis teljesülése. Mindkét megszorítást Wald F -próbával teszteltem.

Oksági viszony vizsgálata nem stacioner adatok esetén

Nem stacioner adatok esetén a Granger-okság teszten módosítani kell. Sanjuán és Gil (2001) a Dolado–Lütkepohl oksági tesztet javasolják, amelynek lényege, hogy a késleltetések optimális számát annyiival kell növelni, ahány egységgyök van a folyamatban. Mivel a gazdasági idősorok általában első rendben integráltak, esetünkben az 1. egyenletet

kell megbecsülni annyi változtatással, hogy $(k + 1)$ késleltetést kell beépíteni a becslendő egyenletbe.

Egy alternatív vizsgálati módszer

Az eddig bemutatott elemzési módszerek során a vizsgálni kívánt áradatok azonos rendű integráltsága alapvető feltétel volt. Eltérő rendben integrált adatsorok ökonometriai vizsgálata értelmetlen, így erre nincs is kidolgozott módszertan. Vavra és Goodwin (2005) vizsgálataik során stacioner és nem stacioner adatsorok közös kointegrációját tesztelték, majd ez alapján vizsgálták az ártranszmissziót, azonban véleményem szerint ez nem korrekt megoldás.

Amennyiben az egyik adatsor stacioner, míg a másik nem, az azt tükrözi, hogy a köztük lévő távolság időben sztochasztikusan változik. Árpárok esetén ez az adott szinten lévő vállalat (akinek input és output árát vizsgáljuk) haszonkulcsának változását jelenti. Érdekes kérdés tehát annak vizsgálata, hogy a haszonkulcs változásának hátterében mi állhat. A *Study on the Competitiveness of the European Meat Processing Industry* című tanulmány egy ilyen modell becslését mutatja be, amelyet kissé átalakítva az alábbi modellt becsültem:

$$\Delta(y_t - x_t) = \beta_1 \frac{I(\Delta y_t \geq 0 \wedge \Delta x_t \geq 0) \cdot T}{\sum_{j=1}^T I(\Delta y_j \geq 0 \wedge \Delta x_j \geq 0)} + \beta_2 \frac{I(\Delta y_t < 0 \wedge \Delta x_t < 0) \cdot T}{\sum_{j=1}^T I(\Delta y_j < 0 \wedge \Delta x_j < 0)} \\ + \beta_3 \frac{I(\Delta y_t < 0 \wedge \Delta x_t \geq 0) \cdot T}{\sum_{j=1}^T I(\Delta y_j < 0 \wedge \Delta x_j \geq 0)} + \beta_4 \frac{I(\Delta y_t \geq 0 \wedge \Delta x_t < 0) \cdot T}{\sum_{j=1}^T I(\Delta y_j \geq 0 \wedge \Delta x_j < 0)} + \mathbf{A}\Delta\mathbf{z}_t + u_t,$$

3. egyenlet

ahol az $I(\cdot)$ indikátorváltozó egyet vesz fel, ha a feltételek teljesülnek, 0-t egyébként; $\mathbf{z}_t$ pedig tetszőleges kontrollváltozókat tartalmazó vektor.

Az egyenlet bal oldalán az árres változása szerepel. A jobb oldal már bonyolultabb. Itt a megfelelő indikátorváltozó értéke (ami 0 vagy 1) van súlyozva az adott esemény (pl. inputár nő, outputár is nő) relatív bekövetkezési gyakoriságának reciprokával. Erre azért van szükség, hogy egy ritkán bekövetkező esemény paramétere semmiképpen se lehessen olyan kiugró, hogy az a végső következtetésekre döntő hatással van. Minél ritkábban következik be egy esemény, becsült paramétere annál kisebb lesz (közelebb lesz nullához), így az ártranszmisszió szimmetrikusságra vonatkozó vizsgálatot annál kisebb mértékben

fogja befolyásolni. A gyakori események hatása tehát nagy, a ritkán bekövetkezőké pedig kicsi lesz.

A modell tehát azt vizsgálja, hogyan változott az árás, ha az input és output árak nőttek, csökkentek, illetve az egyik nőtt, miközben a másik csökkent. Amennyiben az adott paraméter nem szignifikáns az egyenletben (a t -statisztika alapján), az azt jelenti, hogy az adott változó *ceteris paribus* nem befolyásolta a haszonkulcs mértékét. Szimmetrikus ártranszmisszió esetén az inputár változása – annak irányától függetlenül – ugyanakkora változást okoz az outputárban, az árás tehát hosszabb időtávon nem módosul, vagyis $\sum_{j=1}^4 \beta_j = 0$, amely F -próbával tesztelhető.

A modell előnye, hogy az árak eloszlására és időbeli változására semmilyen megkötést nem tartalmaz. A standard hibák azonban autokorreláltak lehetnek, amelyet Breusch–Godfrey-teszttel vizsgáltam. Szükség esetén Newey–West-féle standard hibákat alkalmaztam a becslés során.

A modell hátránya viszont, hogy az áralkalmazkodás sebességére vonatkozóan nem lehet következtetéseket levonni belőle.

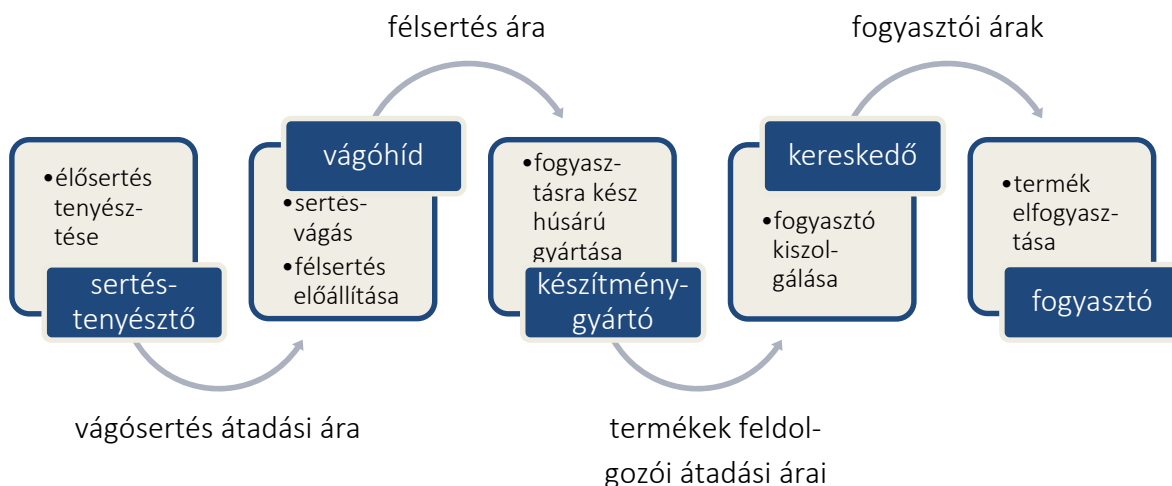
Adatok

A kutatást az ellátási lánc több pontjának 2004 és 2012 közötti havi áradatait felhasználva készítettem. A 2. ábra összefoglalóan mutatja, hogy a sertéstenyésztőktől a fogyasztókig milyen úton halad a termék. A nyilakon az egyes kontraktusokban kialakuló árakat jelöltem.

A kutatás elsődleges célja a készítménygyártó vállalatok piaci helyzetének elemzése. A pontos helyzetértékeléshez mind az input-, mind az outputpiacon megfigyelhető erőviszonyokat figyelembe kell venni.

A készítménygyártó vállalatok egyik legfontosabb termelési tényezője a sertéshús, amelyet a – cégcsoporton belüli vagy külső – vágóhidaktól vásárolnak. A cserekontraktusban kialakuló ár egyik alapja az élősertés vágóhídi átadási ára. A készítménygyártók inputpiaci erejét a vágósertés és a félsertés ára közötti kapcsolat adja meg. Kompetitív piac esetén a két ármozgás pontosan követi egymást, míg tökéletlen piacok (pl. oligopszónia) esetén ez sérül. Az inputpiaci ártranszmissziós elemzéssel ezt a kapcsolatot ragadtam meg. Ehhez az élősertés vágóhídi belépési árát és a félsertés értékesítési árát az Agrárgazdasági Kutató Intézet Piaci Árinformációs Rendszere (AKI PÁIR)

A húsipari termékpálya sablonja és az egyes kontraktusokban vizsgált árak



2. ábra, forrás: saját szerkesztés

szolgáltatta. A vágósertés áránál a belföldi és az import árak mennyiségekkel súlyozott átlagát vettem, míg félsertések esetén a csontos sertéshús és a szalonnás, bőrös sertéshús mennyiségekkel súlyozott átlagát használtam.

A készítménygyártó vállalatok a félsertésből különféle, fogyasztóknak szánt húsipari termékeket állítanak elő. Míg az ellátási lánc előző szintjén az előállított termék jól definiálható volt, addig ez ennél a szintnél nem mondható el. Több kutatás sertéshúsok súlyozott áralakulását vizsgálta (pl. von Cramon-Taubadel, 1998; Abdulai, 2002; Vavra és Goodwin, 2005; Gervais, 2011), míg mások (pl. Bojnec, 2002; Bakucs és Fertő, 2005) különféle indexeket képeztek, amelyben többféle feldolgozottsági fokú termék is helyet kapott (pl. csontozatlan sertéshús, füstölt szalonna, szárazkolbász). Mivel a készítménygyártó vállalatok elsősorban sonkaféléket, kolbászokat, felvágottakat és vörösárukat állítanak elő, így a kutatás e fázisában két termék áralakulásának szeparált vizsgálata mellett döntöttem.

A gépsonka a drágább húsipari termékek közé tartozik,³ így piaca is eltérő lehet egy alacsonyabb árkategóriájú termékhez képest. Nagyobb szerephez juthat a termék márkaneve, így a feldolgozók is jobban érvényesíthetik a költségemelkedéseket.

³ 1 kilogramm gépsonka feldolgozói átadási ára 2004 januárjában 795 Ft volt, míg 1 kilogramm olaszfelvágotté 485 Ft volt.

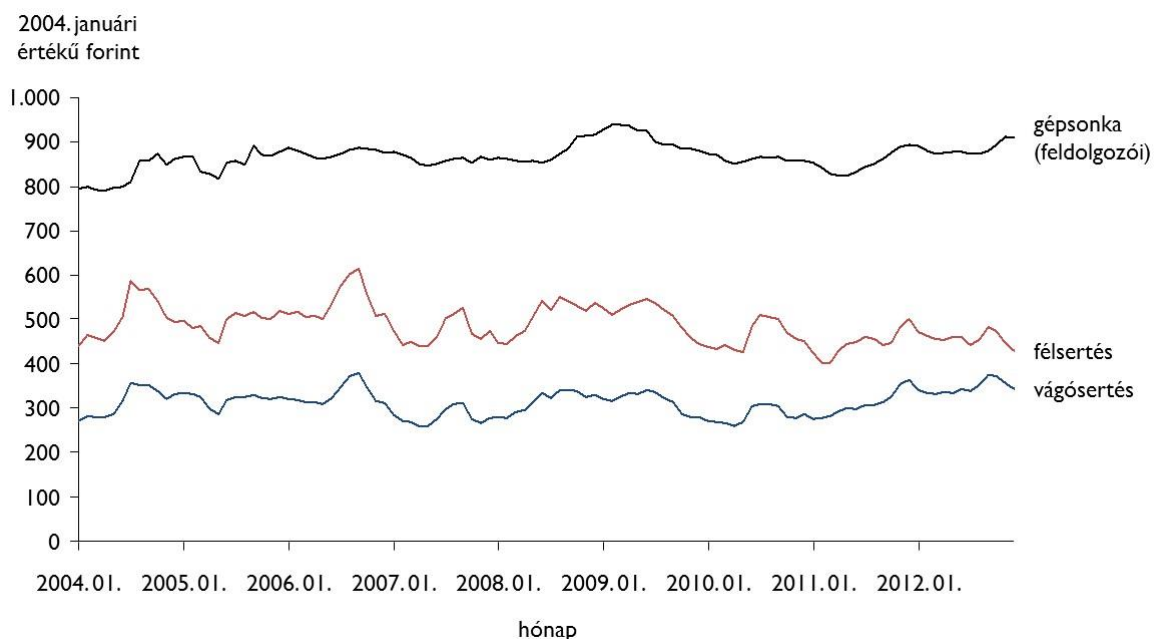
Az olaszfelvágott kimondottan az olcsó kategóriába sorolt termék, több üzletlánc kizárólag sajátmárkás terméket árusít belőle. Ilyen esetekben a verseny erősebb lehet a feldolgozók között, amelyet a kereskedők is kihasználhatnak.

A feldolgozók termékek szerinti értékesítési árai csak 2005-ig szerepelnek az AKI PÁIR adatbázisában. A későbbi időszakokra a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) havi ipari termelői árindexe áll rendelkezésre TEÁOR 4-jegyű bontás szerint. A 2005-ig rendelkezésre álló árakat a hús- és baromfihús-készítmény gyártása szakágazat aggregált árindexével görgettem tovább. Itt tehát azzal a kényszerű feltételezéssel éltem, hogy az iparág minden termékének ára egyező mértékben változott 2006 és 2012 között. Ennél mélyebb bontású adatok sajnos publikusan nem érhetők el.

A kutatáshoz felhasználtam még az olaszfelvágott és a gépsonka kiskereskedelmi árát, a húszágazatban fizetett havi átlagbéreket, illetve a húszágazat havi termelési értékét, valamint a kiskereskedelem havi forgalmi adatait. Ezek mindegyike a KSH Tájékoztatási adatbázisából származott.

A felhasznált nominális adatokat a KSH által publikált megfelelő havi maginflációval 2004. januári reálárakra transzformáltam vissza, így elkerülve az infláció modellezését. A maginfláció választásának oka az volt, hogy az ártranszmissziós elemzés célja éppen az árakban bekövetkező kismértékű reálváltozások elemzése. A maginfláció használatával

Havi árak alakulása a magyar sertésvertikumban



3. ábra, forrás: AKI PÁIR és KSH adatok alapján

pedig éppen e kis ingadozások maradnak benn az adatsorban. Hasonló megfontolásokból használta a maginflációt deflátorként Varga et al. (2007) is.

A 3. ábra a vizsgálatban szereplő három egymásra épülő termék áralakulását mutatja 2004. januári összehasonlító árakon.

Eredmények

A kutatás során a készítménygyártó vállalatok input- és outputpiacain külön-külön vizsgáltam az ártranszmissziót, éppen azért, hogy a két irány összevetése lehetővé váljon. Az eredmények bemutatásakor is ezt az utat választottam. Ebben a fejezetben a két piac ártranszmisszióját mutatom be, a következő fejezetben pedig ezek alapján vizsgálom a készítménygyártók piaci helyzetét.

Inputpiaci ártranszmisszió

Az inputpiac a készítménygyártó és a vágóhíd kapcsolatát jelenti. Ez a két fázis néhány nagyobb cég esetében összeolvad, azonban jellemző a tevékenységek szeparációja is.⁴ A kétféle cégtípus elválasztására az adatok nem adnak lehetőséget, így ebben a fejezetben azt tételeztem föl, hogy cégcsoporton belül is a mindenkor piaci áron értékesítik a vágóhidak a félsertést a továbbfeldolgozó üzemeknek. Ez a feltevés nem áll annyira távol a valóságtól, hiszen ha a piactól eltérő belső elszámolási árakat alkalmaznak is a vállalatok, az csak annyit jelent, hogy a nyereségeket és veszteségeket más tevékenységeken számolják el. Ez pedig az elemzésből levont következtetéseket lényegileg nem befolyásolja. A hivatkozott korábbi kutatások sem foglalkoztak ezzel a problematikával.

A két áridősor stacionaritás tesztjeinek eredményeit a 2. táblázat tartalmazza. Mindkét idősor esetén nagy biztonsággal elutasítható volt a nullhipotézis, tehát az árpár mindkét tagja nulladfokon integrált.

Az inputpiac stacionaritás tesztjeinek eredményei

változó	tesztstatisztika értéke	p-érték
vágósertés átadási ára	-3,90	0,0029
félsertés átlagos értékesítési ára	-3,76	0,0044

2. táblázat, forrás: saját számítás

⁴ A Gyulai Húskombinát Zrt. például nem rendelkezett saját vágóhíddal.

Korábbi magyarországi kutatások során ettől eltérő eredmények születtek (pl. Bakucs és Fertő, 2006), azonban a stacionaritás sem túlságosan meglepő. Mivel minden adatsor reálárakon van kifejezve, így ez az eredmény azt jelenti, hogy a vágósertés és a félsertés relatív (a kompozit termékkosárhoz képest mért) ára a vizsgált időintervallumban nem módosult érdemben.

Mivel kointegráció tesztelésére nincs lehetőség, következő lépésként a két ár kapcsolatát Granger-okság teszttel vizsgáltam. Ez alapján a vágósertés ára Granger-oka a félsertés árának, miközben visszafelé ez a kapcsolat nem áll fenn (5%-os szignifikanciaszinten). Figyelembe véve a Granger-okság teszt korlátait, ez alapján annyi állítható, hogy a vágósertés árváltozása megelőzi a félsertés árváltozását.

Az árváltozások szimmetriájára felírt modell (2. egyenlet) eredményeit a 3. táblázat tartalmazza. A késleltetéseknél 4 hónaptól indulva, az 5%-on inszignifikáns változókat elhagyva, végül mindegyik késleltetés kiesett. A modell magyarázóereje viszont igen kedvező ($R^2 = 0,8281$), ráadásul a maradékok autokorrelálatlanok (a Breusch–Godfrey F -teszt p -értéke 0,7922) és homoszkedasztikusak (a White-féle F -teszt p -értéke 0,4131).

Regresszió eredményei, függő változó: félsertések átlagárának változása			
változó	koefficiens	st. hiba	p -érték
konstans	-2,5758	1,3826	0,0653
Φ_0^+	1,3321	0,1261	0,0000
Φ_0^-	1,6191	0,1136	0,0000

3. táblázat, forrás: saját számítás

Az árnövekedés és árcsökkenés paraméterének egyezőségére felírt Wald-teszt p -értéke 0,1527. Ezek alapján a vágósertés árában bekövetkezett árváltozások azonnal és szimmetrikusan megjelentek a félsertések értékesítési árában. Az inputpiaci ártranszmisszió mind rövid, mind hosszú távon szimmetrikus. A teszteredmények alapján tehát ez a piac kompetitívnek tekinthető.

Outputpiaci ártranszmisszió

A most következő fázisban a készítménygyártó és a kereskedőcég kapcsolatát vizsgáltam. A kereskedők szerepét betölthetik nagykereskedelmi cégek, amelyek kiskereskedőknek értékesítik tovább a termékeket, illetve kiskereskedelmi üzletláncok is, amelyek közvetlenül a gyártóktól vásárolnak.

Először a sonkapiac ártranszmissziós elemzésének eredményeit ismertetem. Az inputtermék szerepét betöltő félsertés áralakulása stacioner folyamatot követ (lásd 2. táblázat), a gépsonka nagykereskedelmi ára azonban egységgyököt tartalmaz. Az adatsorban az EU-csatlakozás után megjelenő ún. hard diszkontláncok, illetve a gazdasági válság nyomán csökkenő kereslet miatt elképzelhető strukturális törés jelenléte, ezért lefutattam a Zivot–Andrews-tesztet is. Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza. Ez alapján szintén nem lehet a nullhipotézist elutasítani, tehát az adatsor nem stacioner.

A gépsonka stacionaritás tesztjeinek eredményei

eljárás	töréspont	teszt-statisztika értéke	10%-os kritikus érték	5%-os kritikus érték	1%-os kritikus érték
ADF	-	-2,37	-2,58	-2,88	-3,49
Zivot–Andrews	2009. okt.	-4,23	-4,58	-4,93	-5,34

4. táblázat, forrás: saját számítás

Az az ellentmondásos helyzet állt tehát elő, hogy míg az inputárak stacionerek, addig az outputárak nem. Ez a bemutatott eljárások döntő többségét meghiúsítja, hiszen a legtöbb esetben kiinduló feltevés az adatsorok azonos rendben való integráltsága.

Houck (1977) specifikációja nem követel meg ilyen feltevéseket, ráadásul von Cramon-Taubadel (1998) kritikája alapján éppen kointegrált adatsorok esetén hibás az eljárás. A regresszió maradéktagjai azonban erősen autokorreláltak, amely a modellel kapcsolatos problémákra utal. Ezért az eredményeket nem is közlöm.

Az eltérő rendben való integráltság azt mutatja, hogy a készítménygyártók árreze időben változott, hiszen az input- és outputáraik közötti különbség időben ingadozó volt. A *Study on the Competitiveness of the European Meat Processing Industry* című tanulmányban alkalmazott módszer éppen ezt vizsgálja, így a 3. egyenletet becsültem meg két egyéb exogén változó szerepeltetésével. Egyrészt az iparági (deflált) átlagbér változását, illetve Bakucs et al. (2013) nyomán a húszágazat havi nettó termelési értékének és a havi kiskereskedelmi forgalom arányának változását építettem még be a modellbe. Ez utóbbi mögötti feltevés, hogy az arányszám változása a szereplők piaci erejében való változásokat fejezheti ki, főként hosszabb távon.

A regresszió eredményeit az 5. táblázat mutatja, a paraméterek jelölése a 3. egyenlet jelöléseit követi. Az árváltozásokon kívül beépített két változó 5%-on inszignifikáns volt, így elimináltam őket a modellből. A hibatagok a tesztek alapján autokorrelálatlanok és homoszkedasztikusak, így a standard hibákat nem korrigáltam semmilyen eljárással sem. A

Wald F -teszt alapján a négy paraméter összege szignifikánsan nem tér el 0-tól (p -érték 0,4435).

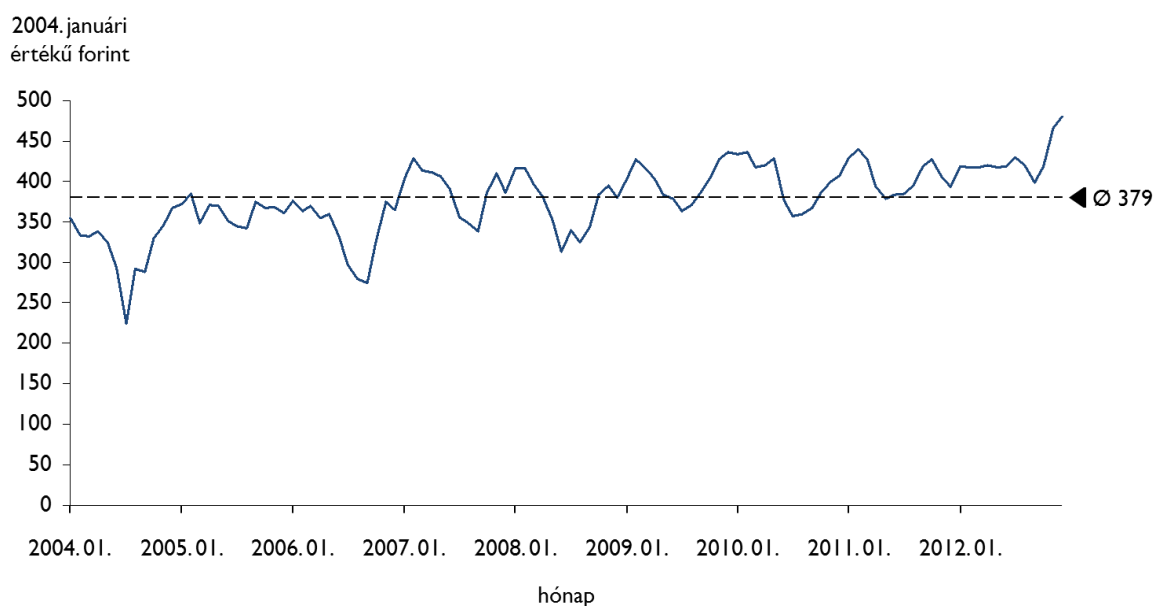
Regresszió eredményei, függő változó: gépsonka árrésének változása			
változó	koefficiens	st. hiba	p -érték
β_1	-4,4911	0,8379	0,0000
β_2	3,1324	0,8629	0,0004
β_3	-2,6919	0,5649	0,0000
β_4	5,2111	0,7145	0,0000

5. táblázat, forrás: saját számítás

Az eredmények igen érdekesek. Azt mutatják, hogy bár összességében a haszonkulcs nem módosult, az egyes árváltozások esetén jelentős kilengések tapasztalhatóak. A vizsgált hónapok 31%-ában, közel egyharmadában, a félsertések árnövekedését a gépsonka árnövekedése kísérte, azonban jelentősen kisebb mértékben. Az árrés ekkor átlagosan 14,7 (2004. januári értékű) forinttal csökkent kilogrammonként.

Azokban az esetekben, amikor a félsertések ára csökkent, a készítménygyártók kevésbé csökkentették (illetve az esetek 22%-ában még növelni is tudták) a gépsonka átadási árát, így az árnövekedésekkor elvesztett árrést sikerült visszaszerezniük. Az ökonometriai elemzés által kimutatott jelenségeket plasztikusan mutatja a 4. ábra. Az árrés ábrán látható gyenge emelkedése az elemzés alapján nem szignifikáns elmozdulás.

A félsertés és a gépsonka feldolgozó árkülönbségének alakulása



4. ábra, forrás: AKI PÁIR és KSH adatok alapján saját számítás

Az olaszfelvágott esetén is nagyon hasonló tendenciák tapasztalhatóak. A termelői árak időszora ezúttal is egységgyököt tartalmaz. A tesztek eredményeit a 6. táblázat mutatja.

A Houck (1977) által ajánlott specifikációt szintén a reziduális autokorreláció jelenléte miatt vetettem el. A 3. egyenlet becslési eredményeit – amelyből a bér, illetve a termelési érték és a kiskereskedelmi forgalom hányadosa szintén kiesett – a 7. táblázat mutatja. A hibatagok tulajdonságai most is igen kedvezőek, így ebben az esetben sem alkalmaztam semmilyen hibakorrekciós módszert. A négy paraméter összege szintén zérusnak tekinthető (az F -teszt p -értéke 0,7045).

Az olaszfelvágott stacionaritás tesztjeinek eredményei

eljárás	töréspont	teszt-statisztika értéke	10%-os kritikus érték	5%-os kritikus érték	1%-os kritikus érték
ADF	-	-2,43	-2,58	-2,88	-3,49
Zivot–Andrews	2009. dec.	-4,25	-4,58	-4,93	-5,34

6. táblázat, forrás: saját számítás

Azokban az esetekben, amikor az input- és outputárak azonos irányba változtak, a gépsonka és az olaszfelvágott esetén is közel hasonlóan alakult a készítménygyártók árrése. Az ellentétes ármozgásoknál azonban a gépsonka érzékelhetően kedvezőbb helyzetbe került. Az árrés kevésbé csökkent, amikor a félsertés árnövekedése ellenére csökkenteni kényszerült a termék árát a gyártó, illetve árrése jobban nőtt, amikor a félsertés árcsökkenése ellenére képes volt árat emelni.

Regresszió eredményei, függő változó: olaszfelvágott árrésének változása

változó	koefficiens	st. hiba	p -érték
β_1	-4,3331	0,8018	0,0000
β_2	3,3406	0,8281	0,0001
β_3	-3,3659	0,6211	0,0000
β_4	4,9342	0,7607	0,0000

7. táblázat, forrás: saját számítás

Összességében tehát elmondható, hogy a magasabb minőségű termékek piaca valamelyest jobban védett, mint az árversenynek jobban kitetté. Ez alapvetően összecseng a várakozásokkal. Azonban mindkét vizsgált termék esetén az ártranszmisszió hosszú távon szimmetrikusnak tekinthető. Ezt erősíti, hogy az esetek kb. felében nőtt, míg a másik felében csökkent a félsertés vágóhídi átadási ára, tehát az árrésre ható ellentétes változások valóban kioltják egymást.

Az árváltozások irányának vizsgálata

Az inputpiaci ártranszmisszió esetén a Granger-okság teszt azt mutatta, hogy a vágósertés árváltozása befolyásolta a félsertés árváltozását. Elsősorban tehát a tenyésztőknél kialakuló költségsokkok irányították az árváltozásokat. A készítménygyártó vállalatok inputjainak áringadozását tehát tőlük független események mozgatták. Érdekes lehet azt megvizsgálni, hogy a feldolgozó árak és a kiskereskedelmi árak között milyen kapcsolat van.

A kiskereskedelmi árak alakulását a költségek mellett a kereslet is befolyásolja. Pozitív vagy negatív keresleti sokkok esetén a kereskedőknek megérheti módosítani áraikat, amelyek visszafelé is hathatnak. A kereskedők például egy hosszabb ideig tartó árcsökkenés költségeinek viselésébe bevonhatják a gyártókat, így elképzelhető, hogy a kiskereskedelmi árak mozgatják a feldolgozó áradási árakat.

Mivel egyik idősor sem stationer,⁵ így a Granger-okság teszt helyett a Dolado–Lütkepohl oksági tesztet végeztem el. A késleltetések számát az Akaike információs kritérium alapján határoztam meg, amelyhez egyet hozzáadtam, mert az idősor első rendben integrált. Az eredményeket a 8. táblázat mutatja.

Az árak Dolado–Lütkepohl oksági tesztje

termék	nullhipotézis	F-teszt értéke	p-érték
gépsonka	feldolgozó ár nem Granger-oka a kiskereskedelmi árnak	2,9628	0,0359
	kiskereskedelmi ár nem Granger-oka a feldolgozó árnak	0,6105	0,6098
olaszfelvágott	feldolgozó ár nem Granger-oka a kiskereskedelmi árnak	3,1687	0,0110
	kiskereskedelmi ár nem Granger-oka a feldolgozó árnak	0,5564	0,7331

8. táblázat, forrás: saját számítás

Mindkét vizsgált termék esetén a feldolgozó áradási ár Granger-okozza (tehát időben megelőzi) a kiskereskedelmi árat, míg visszafelé ilyen kapcsolat nem mutatható ki. A kiskereskedelmi árak változása tehát egyáltalán nem tükröződik, még késleltetve sem, a nagykereskedelmi árakban.

A teljes ellátási láncot vizsgálva az a legvalószínűbb scenárió, hogy a költségsokkok a sertéstenyésztőktől kiindulva végigfutnak a láncon, amelynek végén a kiskereskedelmi árakban is megjelennek. Visszafelé való árhatás azonban nem mutatható ki. A keresleti sokkok tehát szükségképpen az értékesített mennyiségen módosítanak, és nem az árakon.

⁵ A kiskereskedelmi árak esetén az ADF- és a Zivot–Andrews-teszt alapján sem utasítható el az egységgyök folyamat.

A húsipari vállalatok helyzetének értékelése

Az ártranszmissziós elemzés eredményei azt mutatták, hogy a magyar sertéságazat árváltozásaiban jelentős aszimmetria nem tapasztalható a vizsgált szintek egyikénél sem. Ez egybeesik a korábbi hazai kutatások eredményeivel. Bakucs et al. (2006) alapján az árváltozások hosszú távon szimmetrikusak voltak 1992. január és 2005. április között, rövid távon azonban nem. Az egyes termékeken elért árrés vizsgálata alapján hasonló trend állítható a későbbi (jelen tanulmányban vizsgált) időszakra is.

Ezek az eredmények ugyanakkor nem általánosak, a legtöbb országban (pl. Németország, Svájc, Japán) az árváltozások aszimmetrikusságát indikálták az adatok. Lényeges eltérés azonban, hogy ebben a kutatásban az ellátási lánc szintjein külön-külön vizsgáltam az ártranszmissziót, szemben a hivatkozott kutatások többségével, ahol legalább két fázist összemostak. Így tisztább képet tárnak elénk az eredmények a sertésvertikum szereplőinek piaci pozíciójáról.

A kutatás eredményei alapján tehát a készítménygyártó vállalatok piaci helyzete 2004 és 2012 között nem romlott, igaz érdemi javulás sem volt látható. Figyelembe véve azonban, hogy az EU-csatlakozással az élelmiszeripari termékek szabad áramlása is megvalósult és az olcsó importtermékek sok kiskereskedelmi üzletben megjelentek, nem tekinthetők kedvezőtlennek a folyamatok.

Az elemzésből az látható, hogy a készítménygyártó vállalatok az inputpiacaikon versenyző vállalként viselkednek. A vágóhidak költségváltozásait azonnal megjelentetik áraikban, amelyek az elősertés áremelkedése esetén kedvezőtlenek, az árcsökkenések esetén azonban kedvezőek a készítménygyártókra nézve. A vizsgált 107 hónapból 50-szer nőtt, míg 57-szer csökkent a vágósertés ára, és hosszú távon reálértékben nem változott. A készítménygyártók inputpiacain zajló folyamatok tehát nem indokolják a vállalatok megroggyanását és csődhöz közeli helyzetét.

A termékpiacon már izgalmasabb a helyzet. Az elemzés azt mutatta, hogy a két kiválasztott termék árrése hosszú távon állandó volt, rövid távon azonban kilengések mutatkoztak. A félsertés árának emelkedésekor a készítménygyártók nem tudták vagy nem akarták arányosan növelni áraikat. Ebben szerepet játszhatott piaci részesedésük megőrzésének vagy a magasabb kapacitáskihasználtság biztosításának célja. Az inputár

csökkenésekor a korábban elvesztett árrést azonban visszaszerezték. Ez részben az árak ragadoosságának vagy a termékek iránti márkahűségnek lehet a következménye.

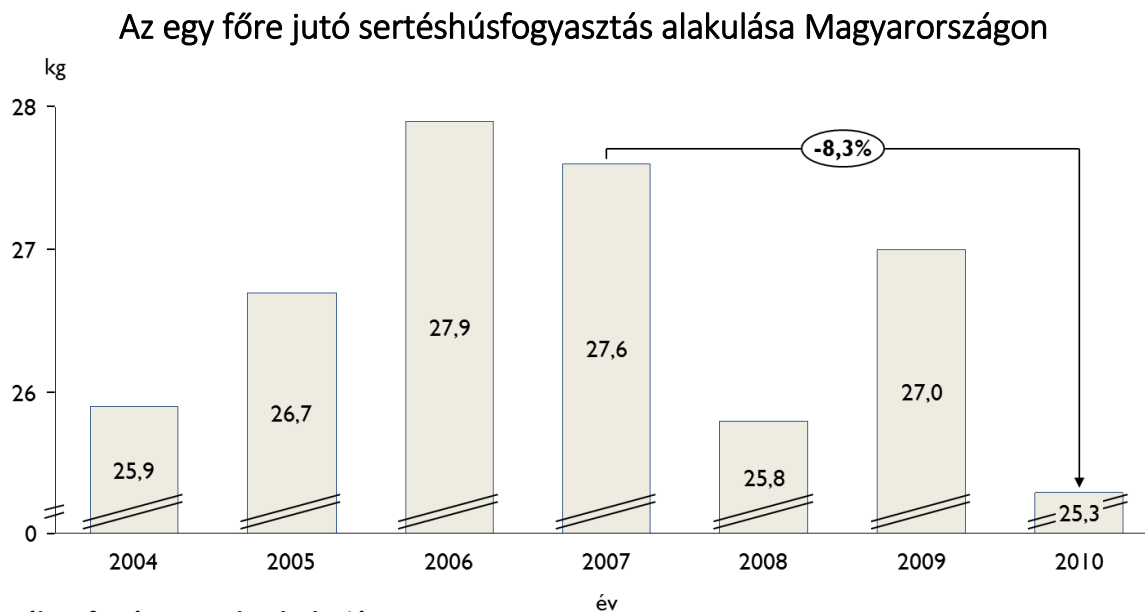
Az árrés időbeli változását a menü költségek elméletével is alá lehet támasztani. A gyártók és kereskedők közötti szerződések általában hosszabb időre (pl. fél- vagy egy évre) szólnak. Az előre rögzített árak nyilvánvalóan nem készülhetnek fel a váratlan sokkokra, így azok hatására a készítménygyártók kedvezőbb vagy kedvezőtlenebb helyzetbe kerülhetnek. A szerződés felmondásának vagy újratárgyalásának költségei ugyanis jelentősen felülmúlhatják az árváltozás okozta pillanatnyi veszteséget (nyereség esetén pedig nem is vetül fel ez az opció), tehát rendszeres és kismértékű inputár-ingadozások esetén nem éri meg változtatni. Nagyobb sokkok és hosszabb időtáv esetén ez már nem feltétlenül igaz, de az eredmények alapján az árrés hosszú távon nem torzult el, az időszakra jellemző egyensúlyi szintjén maradt.

Mi okozhatja tehát a húsipari vállalatok sorozatos bedőlését? Az ártranszmissziós elemzés alapján két lehetőség merül fel. Egyrészt, ha az árrés a készítménygyártók számára már 2004-ben is hátrányos volt, akkor az elemzés megerősíti, hogy egy ilyen árrés hosszú távon fennmaradt. Azonban nehezen elképzelhető, hogy 9 éven keresztül fennmaradhat egy káros állapot. További ellenérv, hogy 2001 és 2003 között a húsipari készítménygyártók éves aggregált profitja pozitív volt (az adózott eredmény vállalatonként 30–60 millió forint körül alakult mindegyik évben). Ez alapján tehát a kiinduló állapot nem tekinthető kedvezőtlennek.

Másrészt, a vizsgálatban kizárólag árak szerepeltek. A bevételek és a nyereségesség másik összetevője, a gyártott, illetve értékesített mennyiségek azonban nem. Mint arra az árváltozások irányának bemutatásakor felhívtam a figyelmet, ha visszacsatolási hatások nem érvényesülnek az árakban, akkor azok a mennyiségek alakulásában csapódnak le.

Az 5. ábra az egy főre jutó sertéshúsfogyasztás alakulását mutatja Magyarországon. 2007 óta jelentős csökkenés tapasztalható, a KSH *Az élelmiszer-fogyasztás alakulása, 2010* című tanulmánya szerint ráadásul a sertéshúsfogyasztás hosszú ideje csökken. Míg 1990-ben 38,8 kg volt a fejenkénti fogyasztás, addig 2000-ben már csak 28 kg, 2010 pedig újabb negatív rekordot döntött. Ezzel összhangban a készítménygyártók termelési értéke 2007 vége óta (még nominális értékben is) csökkent.

A folyamatok eredőjeként a készítménygyártó vállalatok kapacitáskihasználtsága romlott. A nagy üzemek fenntartása (mint például a pápai vagy a gyulai húskombináté), az



5. ábra, forrás: KSH adatok alapján

alkalmazottak fizetése pedig hatalmas fix költséget jelent, amelyet a csökkenő piacméret mellett egyre nehezebb hosszú távon is kifizetődően hasznosítani. A csökkenő értékesítési volumen miatt a termelés átlagköltsége ugyanis növekszik, az ártranszmissziós elemzés alapján azonban az árrés nem változott. A csökkenő jövedelmezőség következtében tehát a kiadásokat kell visszafogni. Ha korábban a cég költött termékfejlesztésre, újító vagy bővítő beruházásra, esetleg reklámozásra, akkor ezek könnyen leépíthető és rövid távon nem sok problémát okozó költségelemek. Hosszabb távon azonban súlyos következményekkel járhatnak, amelyek felerősíthetik az ágazat problémáit. Ha pedig már korábban sem futotta ilyen tevékenységekre a vállalatnak, igen gyorsan nehéz helyzetbe kerülhet, mint az történt az elmúlt években jó néhány esetben.

Ez egy lehetséges magyarázat az ágazatban észlelt problémákra. A kiutat ugyanakkor nehéz megmondani. Mivel szűkült a piac, néhány vállalat kiszállása (vagy kényszerű kiesése) az iparágból jótékony hatású lehet. Másrészt, a hatékonyan termelő és működő, minőségi termékeket előállító vállalatok piacon tartása cél lehet, hiszen ha a gazdaság egyszer elkezd növekedni, akkor a fizetőképes kereslet emelkedése a minőségi húsfogyasztás emelkedését is elő fogja segíteni.

Az egyes vállalatok állami vagy önkormányzati megsegítésének értékelésekor tehát két szempontot érdemes figyelembe venni. Nem hatékony vállalatok kimentése esetén semmi garancia nincs arra, hogy a tőkeinjekció után bármilyen változás következne, hiszen

ha egyszer puha volt a cég költségvetési korlátja, nagy valószínűséggel számíthat arra, hogy ez a jövőben sem keményedik meg.

Ha a vállalatok termelése azonban hatékony lenne (azaz a kereslet visszaesése előtt hatékony volt),⁶ és főként a méretgazdaságossági problémák miatt kerültek nehéz helyzetbe, akkor a piaci kereslet alakulását kell előre jelezni. Ha rövid távon növekedés várható, akkor megéri a cégek időleges támogatása. Ebben az esetben a beavatkozás stabilizálhatja az ágazatot. Viszont ha még közép távon sem várható a piac bővülése, akkor hagyni kell bedőlni a csőd szélére került vállalatokat. Ebben az esetben valóban csak „tüneti kezelés” az állami támogatás, mint azt Rácz (2013) írja.

Az tehát, hogy a húsipari készítménygyártók közpénzből való támogatásának sikerül-e stabilizálnia az ágazatot – mint azt a helyi önkormányzatok várják –, vagy csak a piac tisztulását odázza el, a piaci kereslet alakulásán (esetleg új exportpiacok felkutatásán) és a vállalatok hatékonyságán (azaz menedzsmentjeik döntésein) múlik. A piacok szerkezete adott egy egészséges iparág kifejlődéséhez.

⁶ A hatékonyság eldöntésére különféle ökonometriai eljárások állnak rendelkezésre, egy példát mutat Reiff et al. (2002).

Irodalomjegyzék

ABDULAI, AWUDU (2002): Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, Vol. 34, (Apr. 2002) No. 6, p. 679–687.

ADACHI, KENJI–LIU, DONALD J. (2009): Estimating Long-Run Price Relationship with Structural Change of Unknown Timing: An Application to the Japanese Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 91, (2009) No. 5, p. 1440–1447.

Az élelmiszer-fogyasztás alakulása, 2010. *Statisztikai Tükör*, VI. évf. (2012. június 11.) 42. sz. 1–4. o.

BAKUCS, LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ, IMRE (2005): Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market. *Agribusiness*, Vol. 21, (2005) No. 2, p. 273–286.

BAKUCS, LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ, IMRE (2006): *Marketing and pricing dynamics in the presence of structural breaks – the Hungarian pork market*. Paper prepared for presentation at the 98th EAAE Seminar ‘Marketing Dynamics within the Global Trading System: New Perspectives’. Chania, 29 June–2 July 2006, European Association of Agricultural Economics.

BAKUCS, LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ, IMRE–HOCKMANN, HEINRICH–PEREKHOZNUK, OLEKSANDR (2006): Farm to retail price transmission on the pork market: A German-Hungarian comparison. In Curtiss, Jarmila–Balmann, Alfons–Dautzenberg, Kirsti–Happe, Kathrin (eds.): *Agriculture in the Face of Changing Markets, Institutions and Policies. Challenges and Strategies*. Halle (Saale), IAMO Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe, p. 414–429. /Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe, Vol. 33./

BAKUCS, ZOLTÁN–FAŁKOWSKI, JAN–FERTŐ, IMRE (2013): *What causes asymmetric price transmission in agro-food sector? Meta-analysis perspective*. Budapest, Institute of Economics, Research Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences. /Discussion papers, MT-DP – 2013/3./

BOJNEC, S. (2002): *Price Transmission and Marketing Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets During Transition*. Paper prepared for presentation at the Xth EAAE Congress ‘Exploring Diversity in the European Agri-Food System’. Zaragoza, 28–31. August 2002, European Association of Agricultural Economics.

CONFORTI, PIERO (2004): *Price transmission in selected agricultural markets*. Rome, Commodities and Trade Division, Food and Agriculture Organization of the United Nations. /FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper, No. 7./

CZIBIK ÁGNES–MAKÓ ÁGNES (2008): *Nagyméretű kiskereskedelmi üzletláncok és beszállítóik kapcsolatának oksági elemzése*. Budapest, MKIK Gazdaság- és Vállalkozáselemző Intézet.

ENDERS, WALTER (2004): *Applied Econometric Time Series*. 2nd ed. Hoboken, Wiley.

Élelmiszernél nőtt a kereskedelmi márkák piaci részesedése...
hu.nielsen.com/site/20110307.shtml, 2011. március 7.

Food: from farm to fork statistics. Luxembourg, 2011, Eurostat.

- FREY, GILIOLA–MANERA, MATTEO (2007):** Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, (Apr. 2007) No. 2, p. 349–415.
- GERVAIS, JEAN-PHILIPPE (2011):** Disentangling nonlinearities in the long- and short-run price relationship: an application to the US hog/pork supply chain. *Applied Economics*, Vol. 43, (May 2011) No. 10–12, p. 1497–1510.
- GRANGER, C. W. J.–LEE, T. H. (1989):** Investigation of production, sales and inventory relationship using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, (Dec. 1989) p. S145–S159.
- GREGORY, ALLAN W.–HANSEN, BRUCE E. (1996):** Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, Vol. 70, (Jan. 1996) No. 1, p. 99–126.
- HASSOUNEH, ISLAM–VON CRAMON-TAUBADEL, STEPHAN–SERRA, TERESA–GIL, JOSÉ M. (2012):** *Recent Developments in the Econometric Analysis of Price Transmission*. Exeter, TRANSFOP Transparency of Food Pricing. /Working Paper, No. 2./
- HOUCK, JAMES P. (1977):** An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59, (Aug. 1977) No. 3, p. 570–572.
- JOHANSEN, SØREN (1988):** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, (Sept. 1988) No. 2/3, p. 231–254.
- MADDALA, G. S. (2004):** *Bevezetés az ökonometriába*. 1. kiad. Budapest, Nemzeti Tankönyvkiadó.
- MEYER, JOCHEN–VON CRAMON-TAUBADEL, STEPHAN (2004):** Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, (Nov. 2004) No. 3, p. 581–611.
- MILLER, DOUGLAS J.–HAYENGA, MARVIN L. (2001):** Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83, (Aug. 2001) No. 3, p. 551–562.
- RAPSOMANAKIS, GEORGE–HALLAM, DAVID–CONFORTI, PIERO (2003):** Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In *Commodity market review 2003–2004*. Rome, Commodities and Trade Division, Food and Agriculture Organization of the United Nations, p. 51–75.
- RÁCZ TIBOR (2012a):** Bedőlő magyar húsipari cégek. Vágóhídon. *HVG*, XXXIV. évf. (2012. szept. 22.) 38. sz. 60–62. o.
- RÁCZ TIBOR (2012b):** A Gyulai Húskombinát végnapjai. Megbélyegző segítség. *HVG*, XXXIV. évf. (2012. dec. 8.) 49. sz. 74–76. o.
- RÁCZ TIBOR (2013):** Újabb támogatás a húsiparnak. Kézen, közön. *HVG*, XXXV. évf. (2013. febr. 16.) 7. sz. 50–51. o.
- REIFF, ÁDÁM–SUGÁR, ANDRÁS–SURÁNYI, ÉVA (2002):** Productive efficiency in the Hungarian industry. *Hungarian Statistical Review*, Vol. 80, (2002) Special No. 7, p. 45–74.
- SANJUÁN, ANA I.–GIL, JOSÉ M. (2001):** Price transmission analysis: a flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets. *Applied Economics*, Vol. 33, (Jan. 2001) No. 1, p. 123–131.

Study on the Competitiveness of the European Meat Processing Industry. Luxembourg, 2011, European Commission.

SZÉKELYNÉ RAÁL ÉVA (2010): *Kettős könyvvitelt vezető élelmiszeripari szervezetek név- és címjegyzéke 2008. május 31-én.* Budapest, Agrárgazdasági Kutató Intézet.

Tízből hat fogyasztó tartja fontosnak... hu.nielsen.com/site/20111109.shtml, 2011. nov. 9.

VARGA TIBOR–TUNYOGINÉ NECHAY VERONIKA–MIZIK TAMÁS (szerk. 2007): *A mezőgazdasági árképzés elméleti alapjai és hazai gyakorlata.* Budapest, Agrárgazdasági Kutató Intézet. /Agrárgazdasági Tanulmányok, 2007. 2. sz./

VAVRA, PAVEL–GOODWIN, BARRY K. (2005): *Analysis of Price Transmission Along the Food Chain.* Paris, OECD Publishing. /OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, No. 3./

VON CRAMON-TAUBADEL, STEPHAN (1998): Estimating asymmetric price transmission with error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25, (1998) No. 1, p. 1–18.

ZIVOT, ERIC–ANDREWS, DONALD W. K. (1992): Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, (July 1992) No. 3, p. 25–44.

Az alábbi honlapokról és helyekről származó statisztikai adatokat használtam fel a kutatás elkészítéséhez (a világhálón elérhető adatok esetén 2013. február 9-ei és 2013. március 16-ai állapot szerint):

- **AGRÁRGAZDASÁGI KUTATÓ INTÉZET** Piaci Árinformációs Rendszer
pair.aki.gov.hu
- **EUROSTAT** Honlap
epp.eurostat.ec.europa.eu
- **GAZDASÁGI VERSENYHIVATAL** Versenystatisztika Adatbázis
www.gvh.hu/gvh/alpha?do=2&st=1&pg=54&m5_doc=5635&m90_act=23
- **HVG TOP 500.** Az alábbi HVG számokban találhatóak az árbevételi toplisták: 2010. jan. 9. (XXXII. évf. 1. sz.), 2010. nov. 20. (XXXII. évf. 46. sz.), 2011. okt. 8. (XXXIII. évf. 40. sz.), 2013. jan. 5. (XXXV. évf. 1. sz.). A legnyereségesebb hazai vállalatok listái pedig az alábbi HVG számokban lelhetők fel: 2010. jan. 16. (XXXII. évf. 2. sz.), 2010. nov. 27. (XXXII. évf. 47. sz.), 2011. október 15. (XXXIII. évf. 41. sz.), 2013. jan. 12. (XXXV. évf. 2. sz.).
- **KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL** Honlap és Tájékoztatási adatbázis
www.ksh.hu
- **NEMZETI ADÓ- ÉS VÁMHIVATAL** Éves társasági adó bevallások összesített táblázatai, 2001–2011. Elérhető a *Budapesti Corvinus Egyetem Statisztika Tanszékén*.