

Árleszállítás elméleteinek tesztje: a tej példája

FERTŐ IMRE – BAKUCS LAJOS ZOLTÁN

A cikkben az árleszállítás elméleteinek néhány előrejelzését teszteljük kiskereskedelmi lánc szintű adatok segítségével a hazai tejpiac példáján. Az áreloszlások vizsgálata azt sugallja, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük az egymással versengő elméletek előrejelzéseit. Eredményeink nem támogatják a leértékelés elméletei többségének azt az előrejelzését, hogy az árleszállítási akciókat a feldolgozók határozzák meg. Számításaink inkább azt valószínűsítik, hogy nincs szignifikáns különbség a dobozos és a tartós tejek áreloszlása között. A leértékelések időbeliségére vonatkozóan becsléseink azt a hipotézist támogatják, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítását. Összefoglalva, a magyar tejtermékek esetében az árleszállítások létező modelljeinek előrejelzései csak részben konzisztensek a leértékelések néhány aspektusával.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: L13.

Az elmúlt években a különböző árleszállítási akciók egyre fontosabbakká váltak a kereskedők és a fogyasztók számára. Az utóbbi évtizedekben számos egymással versengő elméletet dolgoztak ki az árleszállítási akciók és az árszóródás magyarázatára (például: *Salop–Stiglitz*, 1977; *Varian*, 1980; *Sobel*, 1984; *Pesendorfer*, 2002). A legújabb tanulmányok eredményei azt sugallják, hogy a kiskereskedelmi árak változásainak jelentős része visszavezethető az árak időleges csökkentéseire (például: *Hosken és Reiffen*, 2004a; *Li és szerzőtársai*, 2005). A jelenség növekvő fontossága ellenére – különösen az élelmiszerek esetében – csak kevés empirikus tanulmány született eddig a leértékelésekről, illetve a kiskereskedelmi árakra gyakorolt hatásáról (például: *Berck és szerzőtársai*, 2008, *Chevalier és szerzőtársai*, 2003; *MacDonald*, 2000; *Pesendorfer*, 2002). A tanulmány kiegészíti korábbi munkánkat,

Fertő Imre, a Budapesti Corvinus Egyetem Agrárközgazdasági és Vidékfejlesztési Tanszékének egyetemi tanára, az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos tanácsadója.
E-mail cím: imre.ferto@uni-corvinus.hu, fert@econ.core.hu.

Bakucs Lajos Zoltán, az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos munkatársa.
E-mail cím: bakucs@econ.core.hu.

amelyik az árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változását vizsgálta a tejtermékek esetében (*Fertő és Bakucs, 2009*).

A cikk elsődleges célja az árleszállítások jelenségére kidolgozott alternatív elméleti előrejelzések empirikus tesztelése a dobozos és a tartós tej példáján. A következőkben először áttekintjük az árleszállítási akciók vagy leértékelések elméleti magyarázatait. Ezt követően a dobozos és a tartós tej példáján ellenőrizzük az árleszállítás elméleteiből származtatható fontosabb hipotéziseket. Végezetül összefoglaljuk legfontosabb eredményeinket.

Az árleszállítás elméletei

A leértékelés elméleti irodalmának egyik ága a jelenséget időbeli *árdiszkriminációként* modellezi, amely a fogyasztók eltérő preferenciáival és az árakkal kapcsolatos tökéletlen információkon alapul (*Salop, 1977, Salop és Stiglitz, 1982*). A témához kapcsolódó tanulmányok hangsúlyozzák, hogy a vállalatokat az készletű árdiszkrimináció alkalmazására, hogy a fogyasztók bizonyos csoportjai nagy mennyiségben vásárolnak, amikor az árak alacsonyak, majd a termékeket otthon tárolják (*Conlisk és szerzőtársai, 1984, Pesendorfer, 2002, Sobel, 1984*).

Az irodalom másik ága szerint a vállalatok *kevert stratégiát követnek* az árak meghatározásakor (*Shilony, 1977, Varian, 1980, Lal, 1990, Lal és Villas-Boas, 1998*). A legtöbb modell ebben a szakirodalmi csoportban azt feltételezi, hogy legalább két vagy több típusú fogyasztó létezik, változó keresési költséggel. Például a jól informált fogyasztók keresési költsége nulla, míg a többi fogyasztónak jelentős keresési költsége van. A különböző elméletekből számos ellenőrizhető hipotézis származtatható, ezekből kettőt emelünk ki, amelyeket az empirikus vizsgálat során részletesebben is megvizsgálunk.

1. hipotézis: A leértékelési akciók meghatározott áreloszlást okoznak a piacon

1a. Az árak eloszlása folytonos (valószínűleg harang alakú). *Shilony [1977] és Varian [1980]* egy statikus modellt mutatnak be, amelyben az eladóknak kevert stratégiája van. Ebben a modellben a leértékelést az magyarázza, hogy a fogyasztók az informáltság tekintetében különböznek egymástól, a kereskedők azokért a fogyasztókért versengenek, akik csak alacsony áron hajlandók vásárolni. Az oligopolista kereskedők homogén terméket értékesítenek kevert stratégiát alkalmazva, ahol az alacsony árakat úgy állapítják meg időnként, hogy azokat a fogyasztókat vonzzák, akik csak alacsony áron hajlandók vásárolni. Ha a játékot függetlenül megismételjük több perióduson át, akkor a kevert stratégia egy explicit áringadozáshoz vezet, amelynek folytonos valószínűségi eloszlása van. A vállalatok riválisaikkal versenyezve inkább csökkentik az árak, mint hogy árdiszkriminációs stratégiát kövessenek. Mivel a fo-

gyasztók nem különböznek egymástól abban a tekintetben, hogy mennyit hajlandók várni, illetve hogyan értékelik a terméket, ezért az árváltozások nem diszkriminálnak a fogyasztók között. Az árcsökkenések véletlen módon fordulnak elő, ezért nem valószínű, hogy a vállalatok azonos időben csökkentik az árakat, ezért az árak nem korreláltak és előre sem jelezhetők (*Villas-Boas*. 1995).

Ib. Az áraknak sima eloszlása van egy sűrűsödési ponttal a legmagasabb ár körül. *Conlisk* és szerzőtársai [1984] tanulmánya kimutatja, hogy az árcsökkentés a tartós termékek esetében az árdiszkrimináció egyik eszköze lehet olyan fogyasztókkal szemben, akik relatíve türelmetlenek és árrugalmatlan keresletük van. A szerzők monopóliummodelljükben ciklikus árstratégiát alkalmaznak. A periodikus leértékelés azokat a fogyasztókat célozza meg, akiknek rezervációs áraik relatíve alacsonyak, míg a magas árakkal jellemezhető időszakok a relatíve magas rezervációs árakkal rendelkező fogyasztókat veszik célba. Az idevágó irodalom azt vizsgálja, hogy miért csökkennek az árak időnként (*Stokey*, 1979 és 1981), azaz a tartós jóságok intertemporális árdiszkriminációját. Ezek a modellek azonban nem magyarázzák meg az időszakos leértékelések jelenségét.

Sobel [1984] fix számú eladóval bővíti ki *Conliks* és szerzőtársai [1984] modelljét, akik homogén termékeket gyártanak. A fogyasztók különböznek egymástól a homogén termék iránti preferenciáikban, továbbá minden periódusban belépnek a piacra, majd miután vásároltak, kilépnek a piacról. Az eladók változtatják az árakat, az időszak nagy részében magas árakat állapítanak meg, majd alkalomszerűen csökkentik azokat, hogy eladjanak az alacsony rezervációs árral jellemezhető fogyasztók relatíve nagy csoportjának. A modell döntő feltevése, hogy a fogyasztóknak különböző időpreferenciáik vannak, amelyek korrelálnak a preferenciák intenzitásával. A modell másik érdekes tulajdonsága, hogy mindegyik üzlet ugyanabban az időben és ugyanarra a szintre csökkenti az árakat. A vállalatok kezdetben magas árat állapítanak meg, és mindegyik vállalat a magas készletezésű („lojális”) fogyasztónak ad el. Az idő múlásával, amikor már nagyszámú alacsony tárolási költségű fogyasztó lép be a piacra, jövedelmező az árakat csökkenteni, hogy ezekért a fogyasztókért versenyezzenek. A vállalatok ezt követően ismét emelik az árat, és új ciklus kezdődik.

Pesendorfer [2002] modelljében a fogyasztók egy csoportja minden periódusban fogyaszt egy egységnyi jóságot, és nem tárolja azt a terméket, míg más fogyasztók készleteznek, és akkor fogyasztanak, amikor az árak magasak. A készletező fogyasztók csak akkor vásárolják a terméket, amikor annak ára meghatározott küszöb alá esik.

2. hipotézis: Az árat a kiskereskedőkkel szemben inkább a feldolgozók állapítják meg

Az árdiszkrimináció és a leértékelések játékelméleti modelljeinek többsége expliciten vagy impliciten azt feltételezi, hogy a feldolgozók határozzák meg, hogy mi-

kor történik a leértékelés. Az elmúlt két évtizedben azonban a kiskereskedelmi láncok erős koncentrációja következtében egyre nyilvánvalóbbá vált a kiskereskedők piaci erőfölénye a feldolgozókkal szemben. *Villa-Boas* [2007] empirikus eredményei szerint a kiskereskedők sokkal nagyobb valószínűséggel határozzák meg az átlagos kiskereskedelmi árakat, mint a feldolgozók. *Lal* [1990] és *Pesendorfer* [2002] megjegyzik, hogy a feldolgozóknak gyenge a motivációjuk ahhoz, hogy leszállítási akciót kezdeményezzenek a kiskereskedőknél, amelyet azok könnyen ignorálhatnak. Ezért arra számítunk, hogy a kiskereskedelmi láncok nagyobb valószínűséggel kezdeményeznek árleszállítást, mint a feldolgozók.

3. hipotézis: Az árak időbeni eloszlása különböző a tartós és a romlandó termékek között

Ha a feldolgozók határozzák meg az árleszállítási akciót, és az árérzékeny fogyasztók preferálják az egyes márkákat, akkor a feldolgozók a periodikus, azonban ritka árleszállításokkal kiszoríthatják ezeket a fogyasztókat a piacról tartós termékek vásárlására ösztönözve őket. Az ilyen stratégia azonban nem megfelelő az olyan fogyasztók számára, akik nem tudják tárolni a termékeket. *Varian* [1980] modelljében a homogén, nem tárolható termékek árleszállításának ideje véletlenszerűen alakul. *Sobel* [1984] és *Pesendorfer* [2002] tartós jóságokra vonatkozó elméletei szerint az árak változása előre jelezhető, az árak simán csökkennek, majd hirtelen ugrással emelkednek, és a ciklus kezdődik előlről. *Pesendorfer* [2002] másik modelljében a tartós jóságok esetében az árleszállítás valószínűsége növekszik az utolsó akció óta eltelt idő növekedésével.

4. hipotézis: A leértékeléseknek meghatározott időrendje van a vállalatok között

4a. A leértékelések véletlenszerűek az egyes vállalatok között (*Shilony*, 1977 és *Varian*, 1980)

4b. A leértékelés valószínűsége nő az utolsó leértékelés óta eltelt idő növekedésével (*Pesendorfer*, 2002)

4c. Az egyik vállalat (kiskereskedelmi lánc) leértékelésének időpontja befolyásolja a másik vállalat leértékelésének időpontját

4d. A vállalatok szimultán módon csökkentik áraikat (*Sobel*, 1984)

Az eredmények ismertetése előtt röviden bemutatjuk az adatokat. A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése során az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) adatbázisát használjuk. Az adatbázis két terméket tartalmaz: a 2,8 százalékos zsírtartalmú pasztörözött 1 literes polytejet és a 2,8 százalékos zsírtartalmú pasztörözött 1 literes dobozos tejet nyolc nagy kiskereskedelmi láncnál (Auchan, CBA, Coop, Cora, Interspar, Metro, Plus, Tesco). Vizsgálatunk időtartama a 2005 januárja és a 2008 36. hete közötti periódus, így a minta mindkét termék esetében 192 megfigyelést tartalmaz kiskereskedelmi lánconként.

A leértékelés lehetséges empirikus megközelítése

A kiskereskedelmi árak első fontos tulajdonságát az adott termék „normál” árával jellemezhetjük. A nemzetközi irodalmat követve a tej „normál” kiskereskedelmi árát az árak móduszával definiáljuk a vizsgált periódusban. (E mögött a következő implicit feltevés áll: minden terméknek van egy „normál” ára egy adott időszakban. Annak érdekében, hogy az árváltozásokat össze tudjuk hasonlítani termékeken belül és termékek között, hasznos, ha az adott termékárakat elosztjuk az adott termékár valamilyen átlagos mérőszámával. A nemzetközi irodalom általában a móduszt használja erre a célra. Ezért a skálázott termékárát (P_{jt}) a következő módon határozzuk meg:

$$P_{jt} = \frac{r_{jt}}{r_{j,módusz}}$$

ahol: r_{jt} a j termék ára t időpontban és $r_{j,módusz}$ e termék árának a módusza a vizsgált időszakban.

A leértékelések meghatározásának következő lépése, hogy megvizsgáljuk, vajon az árcsökkenések többsége „átmeneti” leértékelés-e [például: *Pesendorfer* (2002), *Hosken* és *Reiffen* (2004a), *Berck* és szerzőtársai (2008)]. Ennek érdekében az árak idősorainak első differenciáját elemezzük. Pontosabban megvizsgáljuk, hogy az árváltozások t és $t+1$ hét között hogyan alakulnak, amikor az árak t és $t-1$ hét között csökkentek. Ha az árcsökkenés inkább átmeneti, mint tartós jelenség, akkor az árak t és $t+1$ hét között emelkednek. Ellenkező esetben, ha az árak változása t és $t+1$ hét között nulla vagy csökkenő, akkor ez arra utal, hogy az árváltozások a kiskereskedők költségeinek (és/vagy a feldolgozók költségeinek) tartós változását jelenthetik. Az *I. táblázat* tanúsága szerint az árak csökkenését jelentős részben az árak emelkedése követte mindkét termék esetében (43–48 százalék).

Az árváltozások iránya az árcsökkenést követően
(Százalékban)

	A megfigyelések százalékában, amikor	
	van árnövekedés	nincs változás
	az árcsökkenés után	
Tartós tej	43,7	36,2
Dobozos tej	48,3	31,3

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Ezek az eredmények a leértékelés jól használható definícióját sugallják. *Hosken* és *Reiffen* [2004a] cikkét követve a következőképpen határozhatjuk meg a leértékelést. Ha az árak legalább egy meghatározott arányú esését (például: 10 vagy 20 százalék) t és $t-1$ periódus között az áraknak legalább hasonló mértékű emelkedése követi a t és $t+1$ közötti időszakban. A 2. táblázat a „leértékelések” gyakoriságát mutatja 10 és 20 százalékos küszöbérték mellett. A leértékelések aránya 10 százalékos küszöbértéket alkalmazva a megfigyelések 7–8 százaléka között ingadozik mindkét termék esetében. Ez az arány töredékére csökken, ha a küszöbértéket 20 százalékra emeljük.

A leértékelések aránya a megfigyelések
százalékában 10 és 20 százalékos küszöb mellett
(Százalékban)

	10 százalék	20 százalék
Tartós tej	7,8	1,6
Dobozos tej	7,3	0,0

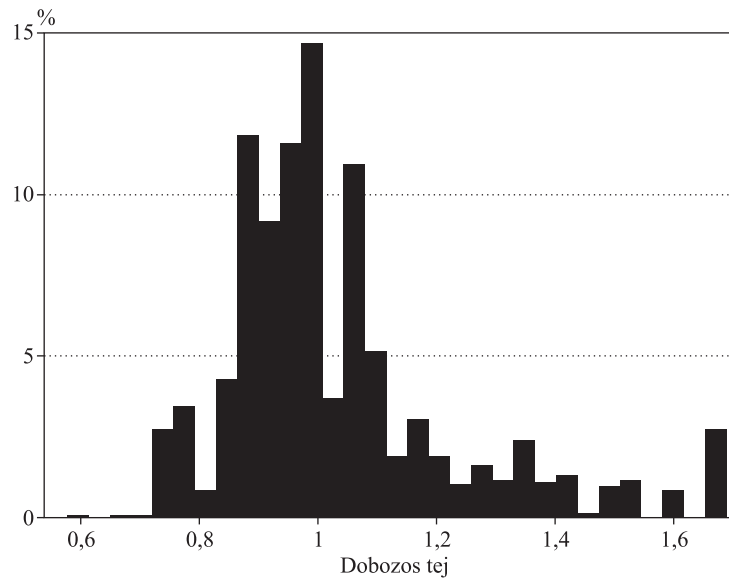
Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

A hipotézisek tesztelése

1. hipotézis: Az árak eloszlása

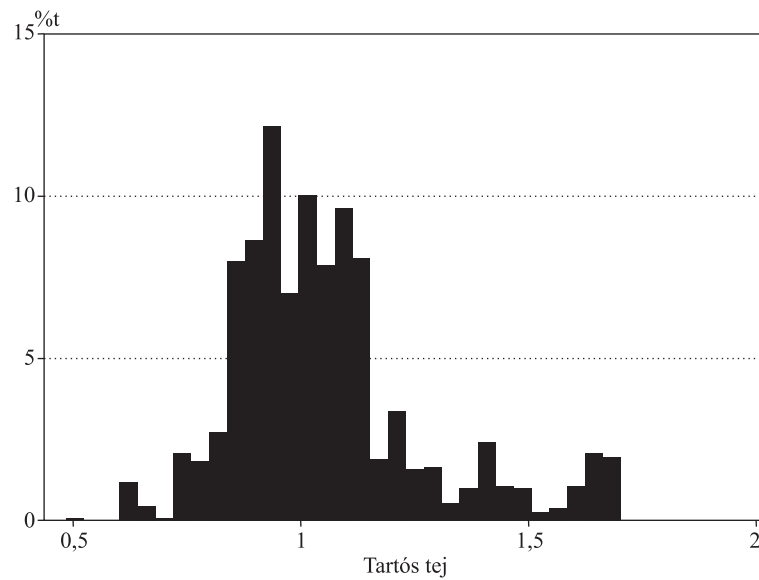
A tartós és a dobozos tej skálázott árának gyakorisági eloszlását mutatja az 1. és a 2. ábra. Eredményeink arra utalnak, hogy az árak eloszlása nem harang alakú (1a. hipotézis), a módusznál alacsonyabb árnál van a sűrűsödési pont (1b. hipotézis).

A dobozos tej árának gyakorisági eloszlása



Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

A tartós tej árának gyakorisági eloszlása



Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

A dobozostej-árak korrelációja üzletlánconként

Korrelációs együttható									
Prob.	Auchan	CBA	Cora	Coop	Interspar	Match	Plusz	Tesco	
Auchan	1,000								
<i>p</i> -érték	–								
CBA	0,792	1,000							
<i>p</i> -érték	0,000	–							
Cora	0,793	0,792	1,000						
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	–						
Coop	0,717	0,886	0,716	1,000					
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	–					
Interspar	0,523	0,714	0,485	0,753	1,000				
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	–				
Match	0,749	0,938	0,757	0,954	0,741	1,000			
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–			
Plusz	0,728	0,904	0,732	0,985	0,748	0,9660	1,000		
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–		
Tesco	0,784	0,778	0,756	0,708	0,515	0,712	0,710	1,000	
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–	

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

A tartótejt-árak korrelációja üzletlánconként

Korrelációs együttható									
Prob.	Auchan	CBA	Cora	Coop	Interspar	Match	Plusz	Tesco	
Auchan	1,000								
<i>p</i> -érték	–								
CBA	0,720	1,000							
<i>p</i> -érték	0,000	–							
Cora	0,814	0,730	1,000						
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	–						
Coop	0,696	0,844	0,764	1,000					
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	–					
Interspar	0,674	0,713	0,762	0,809	1,000				
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	–				
Match	0,705	0,848	0,732	0,944	0,762	1,000			
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–			
Plusz	0,651	0,820	0,742	0,969	0,807	0,949	1,000		
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–		
Tesco	0,850	0,765	0,812	0,739	0,727	0,728	0,701	1,000	
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	–	

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

2. hipotézis: a leértékelések korrelációja az egyes láncok között

Második hipotézisünk, hogy a kiskereskedőkkel szemben inkább a feldolgozók állapítják meg az árleszállítás idejét. Amennyiben rendelkezünk az egyes üzletláncokban érvényes beszállítói/feldolgozói árakkal, akkor ezek korrelációs vizsgálata egyértelműen utalna arra, hogy vajon az árleszállításokat a feldolgozók vagy a kiskereskedők kezdeményezik-e. Mivel azonban nem rendelkezünk egyes üzletláncokra érvényes feldolgozói árakkal, kénytelenek vagyunk közvetett módon vizsgálni a hipotézist. Amennyiben valóban a feldolgozók állapítják meg az árleszállítás idejét, akkor azt várjuk, hogy az árleszállítások az egyes boltokban, kiskereskedelmi láncokban egymástól függetlenül történnek. Ha viszont a kiskereskedelem határozza meg az árleszállítás idejét, ahogy ezt az újabb empirikus eredmények sugallják, akkor az árak az egyes láncok között egymással korrelálnak. Az üzletláncokban megfigyelt árak közötti kapcsolat szorosságát a korrelációs együtthatóval mérjük. A 3. és 4. táblázatban a dobozostej-, illetve a tartóstej-árakra számolt statisztikák találhatók. Ahogyan vártuk, a kapcsolat minden esetben pozitív előjelű, szignifikáns, mértéke azonban különbözik. A dobozostej-árak esetében 0,48 (Interspar és Cora) és 0,98 (Plus és Coop) között szóródik. Főleg a városközpontokban található, jellemzően kisebb alapterületű üzlethálózatok árai között szoros (90% feletti) a kapcsolat: a Coop, Match, CBA, valamint a Plus között. A nagyobb alapterületű hiper- és supermarketek (Tesco, Auchan, Cora, Interspar) árai kevésbé szoros kapcsolatban állnak egyéb hálózatok áraival. Bár az árleszállítási akciókat az összes vizsgált üzletlánc intenzíven reklámozza, elsősorban közvetlenül a lakossághoz eljuttatott újságokon, szórólapokon keresztül, úgy tűnik, az üzletek közötti fizikai távolság szerepe az árfelfedezésben ettől még nem csökken. A nagy alapterületű, a városközponttól, valamint egymástól távol eső hipermarketek termékei esetében az alacsonyabb korrelációs együttható a magasabb árfelfedezési költségekkel magyarázható. Ezzel szemben a naponta útba ejtett, „sarki” élelmiszerboltok kénytelenek szorosabban követni egymás árait, hiszen az árfelfedezési költségek kisebbek a városközpontokban levő üzletek esetében.

3. hipotézis: A termék tartósságával az árak eloszlása változik

Feltételezésünk szerint a tartós tej inkább tekinthető tartós terméknek, mint a dobozos tej, ezért mintánk alkalmas a harmadik hipotézis tesztelésére. Az árak eloszlásának grafikus vizsgálata azonban nem mutat szignifikáns különbséget a dobozos és a tartós tej között (lásd az 1. és a 2. ábrát). Az árak eloszlásának aszimmetriáját formálisan is teszteltük, úgy, hogy összehasonlítottuk a megfigyelések arányát, amelyek a módusz alatt vagy fölött voltak egy bizonyos küszöbértéket meghaladva. Hosken és Reiffen [2004a] tanulmányát követve a leértékelés két „szintjét” vizs-

gáltuk, nevezetesen azt, amikor az árak legalább 10 százalékkal, illetve legalább 20 százalékkal kisebbek voltak a módusznál. Kiszámítottuk a különbséget azon megfigyelések aránya között, amelyekben az árak legalább 10, illetve 20 százalékkal voltak a módusz alatt, viszonyítva azon megfigyelések arányához, amelyekben az árak a móduszhoz képest legalább 10, illetve 20 százalékkal magasabbak voltak. Eredményeinket az 5. táblázat mutatja. Számításaink részben megerősítik a grafikonokból levonható egyik következtetést. Az árak eloszlása mindkét termék esetében 20 százalékos küszöbnél aszimmetrikus. Számításaink 10 százalékos küszöb mellett azonban azt sejtetik, hogy az áreloszlás különböző a két termék között.

5. táblázat

**Az áreloszlás arányainak különbsége
10 százalék vagy 20 százalék küszöbérték mellett
(Százalék)**

	10 százalék			20 százalék		
	módusz alatt	módusz fölött	Z próba	módusz alatt	módusz fölött	Z próba
Tartós tej	20,5	31,3	0,000	6,4	18,2	0,000
Dobozos tej	23,4	23,6	0,911	6,4	16,2	0,000

Forrás: Saját számítások az AKI-adatbázis alapján.

4. hipotézis: A leértékelések időbelisége

4a. Előző elemzésünk az árak eloszlásáról erős kétségeket támaszt a 4a. hipotézissel kapcsolatban, amelyik azt állítja, hogy az árleszállítások véletlenszerű események.

4b. A múltbéli leárazások határozzák meg a jelenben történő árleszállításokat. Annak érdekében, hogy meghatározzuk, hogy a múltban történt leárazások hogyan befolyásolják a jelen árleszállítási akciót, probit elemzést végeztünk. A modellben a függő változó 1, ha az adott termék az adott héten az árleszállítási akcióban vesz részt, egyébként nulla. Fő magyarázó változónk a két árleszállítási akció között eltelt hetek száma. Megvizsgáltuk, hogy van-e a kiskereskedelmi láncnak specifikus hatása, ezért kontrollváltozóként kiskereskedelmi lánc álváltozókat is alkalmaztunk a becslés során, azonban ezek egyike sem volt szignifikáns, és az eredményt sem változtatták meg. Ezért az álváltozók nélküli modell eredményeit mutatjuk be a 6. táblázatban. Számításaink szerint az idő múlásával egyre kevésbé valószínű, hogy az adott héten árleszállítás történik az adott kereskedelmi láncban. Ennek oka lehet, hogy az árleszállítások gyakorisága elég ritka (lásd a 2. táblázatot), ezért ha

egy kiskereskedelmi lánc ritkán értékelt le tejet a múltban, akkor egyre kisebb a valószínűsége, hogy a jelenben teszi ezt meg. Összefoglalva, eredményeink hasonlóak Berck és szerzőtársai [2008] becsléseihez, és nem támogatják Pesendorfer [2002] előrejelzését.

6. táblázat

Probit modell: a leértékelések valószínűsége az idő múlásával

	Dobozos tej	Tartós tej
Eltelt hetek	-0,009*	0,025***
Konstans	-1,402***	-1,715***
Pseudo R ²	0,0020	0,0229
N	1392	1504

Megjegyzés: * 10 százalékos, *** 1 százalékos szignifikanciaszint.

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

7. táblázat

A Granger-oksági teszt eredményei dobozostej-árak esetén

Üzletlánc ára	Granger okozza	Üzletlánc árát	Prob.*
Auchan	→	Cora	0,0028
CBA	→	Auchan	0,0036
	→	Match	0,0250
Cora	→	Auchan	0,0355
	→	Tesco	0,0078
COOP	→	Plus	0,0426
Interspar	→	CBA	0,0235
	→	Cora	0,0264
	→	COOP	0,0147
	→	Plus	0,0537
Match	→	CBA	0,0023
	→	COOP	0,0189
	→	Plus	0,0057
Plus	→	Match	0,0119
Tesco	→	Auchan	0,0456
	→	CBA	0,0263

* A próba nullhipotézise, hogy X üzletlánc ára nem okozza Y üzletlánc árát.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

4c. Szemügyre vesszük, hogy a kiskereskedelmi láncok befolyásolják-e egymás árképzését a dobozos tej, illetve a tartós tej esetében. A vizsgálat elemzéséhez VAR-modelleket becsültünk, az AIC-kritérium által választott késleltetésekkel. Ez jellemzően 1 vagy 2 volt az üzletláncok közötti árkapcsolatot leíró, és 2 vagy 3 az üzletláncokon belüli árkapcsolatot vizsgáló VAR-modellekben. A 7. táblázat a dobozostej-árak közötti, míg a 8. táblázat a tartóstej-árak közötti oksági kapcsolatokat mutatja be.

A korrelációs elemzésben megfigyelt duális struktúra az oksági táblázatokból is kitűnik. A dobozos tej esetében megfigyelhető az Auchan, Cora és Tesco, vagyis a „nagyok” közötti oksági kapcsolat (kétirányú az Auchan és Cora között, egyirányú a Corától a Tesco és a Tescótól az Auchan felé), valamint a „kicsik”, Coop, Plus, CBA, Match és valamennyire az Interspar közötti nagyrészt kétirányú oksági kapcsolat. Az Interspar árazása gyengén exogén, a változót önmaga késleltetett értékein kívül más üzletlánc árképzése látszólag nem befolyásolja. Másrészt azonban az Interspar dobozostej-árai befolyásolják a CBA, Cora, Coop, Plus – vagyis a legtöbb – üzletláncot.

8. táblázat

A Granger-oksági teszt eredményei tartóstej-árak esetén

Üzletlánc ára	Granger okozza	Üzletlánc árát	Prob.*
Auchan	→	Cora	0,0039
	→	Plus	0,0919
	→	Tesco	0,0000
CBA	→	Tesco	0,0073
Cora	→	Auchan	0,0658
	→	CBA	0,0313
	→	Interspar	0,0271
	→	Plus	0,0381
COOP	→	Plus	0,0635
Interspar	→	Cora	0,0358
	→	Plus	0,0140
	→	Tesco	0,0457
Match	→	COOP	0,0358
	→	Plus	0,0000
Plus	→	CBA	0,0759
Tesco	→	Auchan	0,0001

* A próba nullhipotézise, hogy X üzletlánc ára nem okozza Y üzletlánc árát.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

A tartóstej-árak esetében kevésbé egyértelmű a hipermarketek és jellemzően belvárosi kisebb alapterülettel rendelkező üzletláncok árokságának a különállása. A Cora és az Auchan, valamint a Tesco és az Auchan között kétirányú, az Auchan és a Tesco között azonban egyirányú oksági kapcsolat van a Tesco irányába. Ugyanakkor a Tesco árait az Interspar is befolyásolja, a Match árai viszont gyengén exogének, csak saját múltbeli értékeire reagál. A Cora tartós tej árai befolyásolják a legtöbb üzletlánc (Auchan, CBA, Interspar, valamint Plus) árait. Ahogy a dobozos tejek esetében, itt is általában kétirányú oksági kapcsolat van a kisebb üzletláncok árai között. Az eredmények értelmezésekor szükséges azonban figyelembe venni, hogy az oksági kapcsolatok alakulása nagymértékben változik a választott késleltetéstől, ami az alkalmazott modellszelekciós kritérium függvénye.

9. táblázat

Dobozostej-ár esetében ADF-egységgyöktesztek üzlethálózatonként

Változó Ár	Késleltetés konstans (késleltetés konstans és trend)	Prob.* (konstans)	Prob.* (konstans és trend)
Auchan	4 (2)	0,5518	0,0064
Δ Auchan	3 (3)	0,0000	0,0000
CBA	1 (1)	0,6040	0,3309
Δ CBA	1 (1)	0,0000	0,0000
Cora	9 (2)	0,5574	0,0088
Δ Cora	8 (8)	0,0000	0,0000
COOP	10 (10)	0,9953	0,9444
Δ COOP	9 (9)	0,0000	0,0000
Interspar	8 (8)	0,5559	0,3913
Δ Interspar	7 (7)	0,0000	0,0000
Match	2 (2)	0,9419	0,6152
Δ Match	1 (1)	0,0000	0,0000
Plus	1 (1)	0,9016	0,6077
Δ Plus	0 (0)	0,0000	0,0000
Tesco	3 (1)	0,2907	0,0001
Δ Tesco	5 (5)	0,0000	0,0000

* A nullhipotézis, hogy a változó egységgyököt tartalmaz.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Tartóstej-ár esetében ADF-egységgyöktesztek üzlethálózatonként

Változó	Késleltetés konstans (késleltetés konstans és trend)	Prob.* (konstans)	Prob.* (konstans és trend)
Auchan	3 (1)	0,4180	0,0103
Δ Auchan	5 (0)	0,0000	0,0000
CBA	0 (0)	0,4607	0,6139
Δ CBA	0 (0)	0,0000	0,0000
Cora	7 (0)	0,7286	0,0000
Δ Cora	6 (6)	0,0000	0,0000
COOP	6 (6)	0,8727	0,6249
Δ COOP	5 (5)	0,0000	0,0000
Interspar	2 (3)	0,8314	0,1363
Δ Interspar	1 (1)	0,0000	0,0000
Match	1 (1)	0,8743	0,4484
Δ Match	0 (0)	0,0000	0,0000
Plus	1 (1)	0,8352	0,4173
Δ Plus	1 (3)	0,0000	0,0000
Tesco	4 (1)	0,6237	0,0003
Δ Tesco	3 (3)	0,0000	0,0000

* A nullhipotézis, hogy a változó egységgyököt tartalmaz.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

4d. Az alternatív hipotézis szerint az árleszállítások szimultán módon történnek. A párhuzamos árleszállítások hipotézisét az egyszerű számbavétel cáfolja, azaz a vizsgált periódusban mindössze három alkalommal húszszázalékos küszöbérték mellett fordult elő olyan eset, amikor legalább két kiskereskedelmi lánc ugyanabban az időben tartott árleszállítást. Tízszázalékos küszöbérték mellett egyetlen esetben sem találtunk azonos időben történő árleszállítást. Azonban az adatok mélyebb idősoros elemzése ennél pontosabb képet ad az árleszállítások időbeliségéről. A vizsgált ársorozatok idősor tulajdonságainak a vizsgálata lesz az empirikus elemzés következő lépése. Amennyiben a vizsgált kiskereskedelmi láncok szimultán módon tartanak árleszállítási akciókat, azt várjuk, hogy az egyes üzletláncokban megfigyelt árak hosszú távon, időben együtt mozognak, ökonometriai szakszóval kointegrálnak. Két vagy több idősort kointegrálnak tekintünk, amennyiben empirikusan modellezhető

hosszú távú kapcsolat vagy kapcsolatok léteznek közöttük. A kointegrációelemzés első lépése az ársorozatok idősor-tulajdonságának a vizsgálata, vagyis hogy a sorozatok stacionáriusak-e vagy sem. Empirikus kutatások azt mutatják, hogy áradatok esetében jellemzően a stacionaritás nullhipotézist el kell utasítanunk. A gyakorlatban a stacionaritásvizsgálat ekvivalens az idősorban található egységgyökök számának meghatározásával.¹ Számos egységgyökpróba ismert az irodalomban, jelen tanulmányban a leggyakrabban alkalmazott bővített Dickey–Fuller-, valamint az esetleges strukturális törések hatását is figyelembe vevő Perron-féle egységgyökpróbákat használjuk. A 9. és 10. táblázat az ADF-egységgyöktesztek eredményeit mutatja be a dobozostej-, valamint a tartóstej-árakra. Hogy az integráció rendjét (nulla, első vagy másod) megállapíthassuk, a próbákat a változók első differenciáira is elvégezzük. Az AIC-modellszelekciós kritériumot alkalmaztuk a késleltetés kiválasztására. A teszteket két determinisztikus specifikációval, konstanssal, illetve konstanssal és trenddel végeztük. A próbaregressziók nagy részében a konstans és a trend is szignifikáns volt.

Az egységgyökpróba eredményei vegyes képet mutatnak. Csak konstans specifikációval az összes árváltozó tartalmaz egységgyököt, míg konstans és trendspecifikációval az Auchan, a Cora és a Tesco úgy dobozos, mint tartós tej árai trendstacionáriusak. Az adatok töréspontra utalnak, ezért megvizsgáljuk sorozatainkat strukturális törést is figyelembe vevő Perron-féle egységgyöktesztekkel is. Az eredményeket a 11. és 12. táblázat mutatja be.

Amennyiben a strukturális törést is figyelembe vesszük (amely magasan szignifikáns mindegyik egységgyökteszt-regresszióban), az ADF-teszt eredményeivel ellentétben az összes vizsgált dobozostej-ársorozatban találunk egységgyököt. A strukturális törés négy esetben a 160. vizsgált hét körül (2007. december), három esetben a 144. héten (2007. október) és egy a 177. héten (2008. május) következett be. A tartós tej esetében a töréspont figyelembevételével végzett egységgyöktesztek mindegyik változóban találnak egységgyököt. A töréspont a CBA tartóstej-ár kivételével az összes többi üzletlánc ára esetében szignifikáns. A töréspontok három esetben a 144. héten (2007. október), kétszer a 160. héten (2007. december) és egyszer a 103. (2006. decembere), illetve 185. héten (2008. július) következtek be. Mindkét tejár esetében a legtöbb szignifikáns töréspont a tavalyi év decemberében bekövetkezett hirtelen nyersanyaghiány miatt fellépő áremelkedést tükrözi. A 2008. júliusára megállapított töréspont statisztikai jelentősége megkérdőjelezhető, hisz a töréspont utáni periódusra csak pár megfigyelés maradt. Az, hogy az összes ársorozat egységgyököt tartalmaz, azt jelenti, hogy az árképzésnek nincs állandó középértéke, illetve varianciája. Vagyis az átlagár időben változik, mértéke és gyakorisága pedig az éppen aktuális értékesítési stratégia függvénye.

¹ Az egységgyök-, valamint a kointegrációelméletet ökonometriai szakkönyvek, például Darvas [2004] vagy Maddala és Kim [1998] részletesen tárgyalják.

**Dobozostej-ár Perron-féle egységgyöktesztekkel
strukturális törés mellett üzlethálózatonként**

Változó	Teszt statisztika*	Késleltetés	Töréspont (t-statisztika)
Auchan	-2,541	2	160 (38,83)
CBA	0,262	2	177 (-94,95)
Cora	-2,349	2	160 (43,32)
COOP	0,057	10	144 (116,18)
Interspar	-2,716	8	168 (83,05)
Match	-0,872	3	144 (132,28)
Plus	-1,388	2	144 (130,93)
Tesco	-2,395	3	158 (44,76)

* A nullhipotézis, hogy a változó egységgyököt tartalmaz, az 5%-os kritikus érték: 2,88.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

**Tartóstej-ár Perron-féle egységgyöktesztekkel
strukturális törés mellett üzlethálózatonként**

Változó	Teszt statisztika	Késleltetés	Töréspont (t-statisztika)
Auchan	-2,065	2	160 (42,30)
CBA	-1,677	0	22 (-1,756)
Cora	-1,651	7	185 (50,62)
COOP	-1,376	6	144 (116,85)
Interspar	-1,295	2	103 (66,97)
Match	-1,387	6	144 (81,11)
Plus	-1,345	5	144 (107,02)
Tesco	-1,573	4	160 (49,63)

* A nullhipotézis, hogy a változó egységgyököt tartalmaz, az 5 százalékos kritikus érték: -2,88.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Mivel megállapítottuk, hogy az árváltozók nem stacionáriusak, Johansen-féle kointegrációs tesztekkel vizsgáljuk a dobozostej-árak (lásd a 13. táblázatot), valamint a tartóstej-árak (lásd a 14. táblázatot) közötti kointegrációs kapcsolatot, hogy megállapítsuk, van-e hosszú távú kapcsolat a különböző üzletláncok árai között, vagyis, hogy időben együtt vagy egymástól függetlenül mozognak. A táblázatok a lehetséges kointegrációs vektorok számát, a maximum likelihood-becslés mátrixsajátértékét, a nyomstatisztikát és annak 5 százalékos szignifikanciaszint melletti kritikus értékét, valamint az adott sorra vonatkozó maximum vektorszám szignifikanciáját tartalmazzák. A 13. táblázat eredményei azt mutatják, hogy van hosszú távú modellezhető kapcsolat az áruházláncok dobozostej-árai között. 5 százalékos szignifikanciaszint mellett négy, 10 százalékos szignifikanciaszint mellett 5 kointegrációs vektort talál a Johansen-teszt. A dobozos tejhez hasonlóan, az üzletláncokban megfigyelt tartóstej-árak is kointegráltak két kointegrációs vektorral. A több kointegrációs vektor magasabb fokú árak közötti integráltságot jelent. Eredményeink azt mutatják, hogy a nyolc vizsgált áruházlánc dobozostej-árai jobban integráltak, mint a tartóstej-árak. Egyrészt a dobozos tej romlandósága, illetve az ebből következő gyors áruforgás, valamint árazás, másrészt a tartós tej értékesítésére jellemző „akciós” értékesítési stratégia magyarázhatja ezt az eredményt.

13. táblázat

Dobozostej-árak közötti Johansen-féle kointegrációvizsgálat

Kointegrációs vektorok száma	Sajátérték	Nyomstatisztika	5 százalékos kritikus érték	Prob.*
Nulla	0,338	285,626	169,599	0,0000
Maximum 1	0,286	207,065	134,678	0,0000
Maximum 2	0,238	142,969	103,847	0,0000
Maximum 3	0,192	91,207	76,972	0,0028
Maximum 4	0,114	50,613	54,079	0,0984
Maximum 5	0,089	27,589	35,192	0,2602
Maximum 6	0,042	9,750	20,261	0,6643
Maximum 7	0,008	1,567	9,164	0,8611

*MacKinnon–Haug–Michelis [1999] *p*-értékek.

Forrás: Az AKI adatbázis alapján saját számítások.

Tartóstej-árak közötti Johansen-féle kointegrációvizsgálat

Kointegrációs vektorok száma	Sajátérték	Nyomstatisztika	5 százalékos kritikus érték	Prob.*
Nulla	0,329580	222,5254	169,5991	0,0000
Maximum 1	0,258447	146,5537	134,6780	0,0083
Maximum 2	0,189292	89,74196	103,8473	0,2942
Maximum 3	0,093766	49,87102	76,97277	0,8572
Maximum 4	0,070082	31,16395	54,07904	0,8767
Maximum 5	0,053064	17,35871	35,19275	0,8707
Maximum 6	0,026347	6,999293	20,26184	0,8973
Maximum 7	0,010087	1,926261	9,164546	0,7923

* *MacKinnon–Haug–Michelis* [1999] *p*-értékek.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Dobozostej-ár panelegységgyök próbái

Próba	Prob. Konstans	Prob. Konstans és trend
Null: Egységgyök (közös egységgyökfolyamatot feltételez)		
Levin–Lin–hu t	0,469	0,999
Breitung t-stat	–	1,000
Null: Egységgyök (egyéni egységgyökfolyamatot feltételez)		
Im–Pesaran–Shin W-stat	0,194	0,1431
ADF–Fisher Chi-négyzet	0,508	0,110

Forrás: Az AKI adatbázis alapján saját számítások.

Elemzésünk utolsó részében – kihasználva a panelmódszerek adta robusztusabb statisztikai elemzés lehetőségét – megvizsgáljuk a dobozostej-, illetve tartóstej-árak közötti integrációt. Ha az adatokat panelbe rendezzük, 8 kategóriát, 194 időpontot, azaz változónként 1544 megfigyelést kapunk. Panelben ellenben már csak két változónk marad, a dobozos-, illetve tartóstej-árak. A 15. táblázat több panelegységgyökteszt eredményét foglalja össze a dobozos tej árára vonatkozóan. A tartóstej-árak panelegységgyök-próbáinak eredményeit a 16. táblázat összegzi. A táblázatok első oszlopa a próba típusát, második a konstans specifikációval, a harmadik pedig a konstans és trendspecifikációval végzett tesztek szignifikanciáját mutatja.

Tartóstej-ár panelegységgyök próbái

Próba	Prob. Konstans	Prob. Konstans és trend
Null: Egységgyök (közös egységgyökfolyamatot feltételez)		
Levin–Lin–Chu t	0,308	0,974
Breitung t-stat	–	0,999
Null: Egységgyök (egyéni egységgyökfolyamatot feltételez)		
Im–Pesaran–Shin W-stat	0,230	0,012
ADF–Fisher Chi-négyzet	0,553	0,000

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Az összes próba azt mutatja, hogy a dobozostej-változó bármely specifikáció mellett tartalmaz panelegységgyököt. A tartóstej-változó panelegységgyököt tartalmaz csak konstans specifikációval, és közös egységgyökfolyamatot feltételez, konstans és trendstatisztikával. Egyéni egységgyök-feltétel mellett a konstans és trendspecifikáció elutasítja a panelegységgyök nullhipotézisét. Mivel a tesztek általában egységgyököt állapítottak meg a változók között, megvizsgálhatjuk, létezik-e panelkointegráció a tartós- és dobozostej-árak között.

Dobozos- és tartóstej-árak közötti panelkointegráció-tesztek

Próba/statisztika	Tesztstatisztika értéke	Prob.*
Kao		
ADF	–1,968	0,024
Pedroni		
Panel v-statisztika	3,296	0,001
Panel rho-statisztika	–39,376	0,000
Panel PP-statisztika	–17,234	0,000
Panel ADF-statisztika	–20,492	0,000

* A nullhipotézis, hogy nincs kointegráció.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

A 17. táblázat alapján a nullhipotézist, hogy nincs panelkointegráció a dobozostej-, illetve a tartóstej-változók között, el kell utasítanunk, és megállapíthatjuk, hogy az árpárok kointegráltak. Az a tény, hogy bár a vizsgált kiskereskedelmi láncok

árai nem stacionáriusak, de létezik közöttük hosszú távú kapcsolat, valamint hogy a strukturális töréspontok több kiskereskedő esetében is ugyanarra az időpontra esnek, arra utal, hogy ha nem is feltétlenül szimultán, de egymás leértékelési akcióit a versenytársak figyelemmel kísérik.

Következtetések

A cikkben a leértékelések elméleteinek különböző hipotéziseit vizsgáltuk a dobozos és a tartós tej példáján kiskereskedelmi lánc szintű adatokat felhasználva. Legfontosabb eredményeink a következők.

Egyrészt az árelszámlások vizsgálata azt sugallja, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük az egymással versengő elméletek előrejelzéseit, mind *Varian* [1980], mind *Sobel* és szerzőtársai [1984], illetve *Salop* [1977] hipotézisét.

Másodszor, eredményeink nem támogatják a leértékelés elméletei többségének azt az előrejelzését, hogy az árleszállítási akciókat a feldolgozók határozzák meg.

Harmadszor, az eredmények inkább azt valószínűsítik, hogy nincs szignifikáns különbség a dobozos és a tartós tejek árleszámlása között. A tartós és a dobozos tej esetében a leértékelések gyakorisága közel azonos, függetlenül a küszöbértéktől, ezért nem különböztethetjük meg a romlandó és a tartós termékeket, ahogy azt *Sobel* [1984] vagy *Conlisk* és szerzőtársai [1984] modelljei alapján várhatnánk.

Negyedszer, a leértékelések véletlenszerűségére és szimultán előfordulására nem találtunk egyértelmű bizonyítékot. Szintén elvetettük *Pesendorfer* hipotézisét, hogy a leértékelések valószínűsége nő az utolsó leértékelés óta eltelt idővel. Számításaink leginkább azt a hipotézist támogatták, hogy az üzletek változtatják a nemzeti márkák árleszállítását (*Lal*, 1990).

Összegezve, az árleszállítások létező modelljeinek előrejelzései csak részben konzisztensek a leértékelések néhány aspektusával, ugyanakkor a magyar tejtermékek esetében egyik modell sem képes megmagyarázni a kiskereskedelmi árképzés mindegyik fontos jellemzőjét.

Hivatkozások

- Berck, P. – Brown, J. – Perloff, J. M. – Villas-Boas, S. B.* [2008]: Sales: Tests of Theories on Causality and Timing. *International Journal of Industrial Organisation*, Vol. 26., No. 6., 1257–1273. o.
- Carman, H. F. – Sexton, R.* [2005]: Supermarket Fluid Milk Pricing Practices in the Western United States. *Agribusiness*, 21., 509–553. o.
- Chevalier, J. A. – Kashyap, A. K. – Rossi, P. E.* [2003]: Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. *American Economic Review*, 93., 15–37. o.
- Conlisk, J. – Gerstner, E. – Sobel, J.* [1984]: Cyclic Pricing by a Durable Goods Monopolist. *Quarterly Journal of Economics*, 99., 489–505. o.
- Darvas Zsolt* [2004]: Bevezetés az idősorelemzés fogalmaiba. Egyetemi jegyzet, Budapest.
- Fertő Imre – Bakucs Lajos Zoltán* [2009]: Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása a tejtermékek piacán. *Közgazdasági Szemle*, 61. évf., 7–8. sz., 634–647. o.

- Hosken, D. – Reiffen, D. [2004a]: Patterns of Retail Price Variation. *Rand Journal of Economics*, Vol. 35., No. 1., 128–146. o.
- Hosken, D. – Reiffen, D. [2004b]: How Retailers Determine Which Products Should Go on Sale: Evidence From Store-Level Data. *Journal of Consumer Policy*, 27., 141–177. o.
- Lal, R. [1990]: Price Promotions: Limiting Competitive Encroachment. *Marketing Science*, 9., 247–262. o.
- Lal, R. – Villas-Boas, J. M. [1998]: Price promotions and trade deals with multi-product retailers. *Management Science*, 44., 935–949. o.
- Li, L. – Carman, H. F. – Sexton, R. [2005]: Grocery Retailer Pricing Behavior for California Avocados with Implications for Industry Promotion Strategies. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24–27.
- MacDonald, J. [2000]: Demand, Information, and Competition: Why Do Food Prices Fall at Seasonal Demand Peaks? *Journal of Industrial Economics*, Vol. 48., No. 1., 27–45. o.
- Maddala, G. S. – Kim, In-Moo [1998]: Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press.
- Pesendorfer, M. [2002]: Retail Sales: A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. *Journal of Business*, 75., 33–66. o.
- Salop, S. C. [1977]. The Noisy Monopolist. *Review of Economic Studies*, 44., 393–406.
- Salop, S. C. – Stiglitz, J. E. [1982] The Theory of Sales: A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion with Identical Agents. *American Economic Review*, 72., 1121–1130. o.
- Shilony, Y. [1977]: Mixed Pricing in Oligopoly. *Journal of Economic Theory*, 14., 373–388. o.
- Sobel, J. [1984]: The Timing of Sales. *Review of Economic Studies*, 51., 353–368. o.
- Stokey, N. L. [1979]: Intertemporal Price Discrimination. *Quarterly Journal of Economics*, 93., 355–371. o.
- Stokey, N. L. [1981]: Rational Expectations and Durable Goods Pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 12., 112–128. o.
- Varian, H. [1980]: A Model of Sales. *American Economic Review*, 70., 651–659. o.
- Villas-Boas, J. M. [1995]: Models of Competitive Price Promotions: Some Empirical Evidence from the Coffee and Saltine Crackers Markets. *Journal of Economics and Management Strategy*, 4., 85–107. o.
- Villas-Boas, J. M. [2007]: Vertical relationships between manufacturers and retailers: inference with limited data. *Review of Economic Studies*, Vol. 74., No. 2., 321–352. o.