

## FERTŐ IMRE–BAKUCS LAJOS ZOLTÁN

# Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása a tejtermékek piacán

---

A cikkben a Magyarországon működő kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatát vizsgáljuk a tejtermékek példáján. Eredményeink szerint a termékek többségének van „normál” ára, amelytől többnyire felfelé térnek el. Az árak eloszlásában jelentős különbségeket találtunk az egyes termékek között. A leértékelések aránya elég alacsony a termékek többsége esetében, és kicsi a szerepük az árak ingadozásában. Az eredmények inkább azt valószínűsítik, hogy nincs szignifikáns különbség a romlandó és a tartós termékek áreloszlása között. Noha az árleszállítások létező modelljeinek következtetései összhangban vannak a kiskereskedelmi árak eloszlásának néhány jellemzőivel, azonban egyik modell sem képes megmagyarázni a magyar tejtermékek esetében a kiskereskedelmi árképzés összes fontos tényezőjét.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: L13.

---

A periodikus árcsökkenések, a különböző árleszállítási akciók jól ismert jelenségei a kiskereskedelmi láncok világának. Ezek az akciók viszonylag szabályos időközönként fordulnak elő, ami arra utal, hogy nem teljesen véletlenszerű változásokról van szó, ezért nem vezethetők vissza csupán a keresletben vagy a készletekben végbemenő sokkokra. Az elmúlt években a periodikus árcsökkenések gyakoribbá váltak, ami azt sejteti, hogy a különböző árleszállítási akciók egyre fontosabbak a kereskedők és a fogyasztók számára. Az elmúlt 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–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]). Ráadásul Magyarországhoz hasonló kutatás az átmeneti országok esetében eddig nem zajlott.

A cikk elsődleges célja a kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatának vizsgálata Magyarországon a tejtermékek példáján keresztül. Másodlagos célként az elemzés során

---

\* A tanulmány a GVH Versenykultúra Központ támogatásával született. A szerzők köszönetet mondanak az anonim lektor értékes megjegyzéseier.

*Fertő Imre* az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos tanácsadója és a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára.

*Bakucs Lajos Zoltán* az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos munkatársa.

lehetőség nyílik az árleszállítások jelenségére kidolgozott alternatív elméleti következtetések empirikus vizsgálatára. A cikk szerkezete a következőképpen épül fel. Először áttekintjük a nemzetközi irodalmat: 1. az árleszállítási akciók vagy leértékelések elméleti magyarázatait, 2. a kapcsolódó empirikus tanulmányokat. Ezt követően a tejtermékek kiskereskedelmi árának empirikus elemzésével foglalkozunk, amit az eredmények értékelése követ. Végezetül összefoglaljuk a legfontosabb eredményeinket.

### **A nemzetközi irodalom áttekintése**

A nemzetközi irodalom áttekintését az árleszállítási vagy leértékelési akciók elméleti magyarázataival kezdjük, majd az empirikus tanulmányok eredményeinek ismertetésével folytatjuk.

#### *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–Stiglitz* [1982]). A témához kapcsolódó tanulmányok szerint 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–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: leértékelési akciók meghatározott áreloszlást okoznak a piacon*

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 sok 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 fogyasztók 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 korrelálnak, és előre sem jelezhetők (*Villas-Boas* [1995]).

AZ ÁRAKNAK SIMA ELOSZLÁSA VAN EGY SŰRŰSÖDÉSI PONTTAL A LEGMAGASABB ÁR KÖRŰL. Ez a hipotézis azokból az elméletekből származik, amelyek azt feltételezik, hogy az adott jószág tárolható. *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 keresletük árrugalmatlan. A szerzők monopóliummodelljükben ciklikus árstratégiát alkalmaznak. A periodikus leértékelés azokat a fogyasztókat kívánja elérni, akiknek rezervációs áraik relatíve alacsonyak, míg a magas árakkal jellemezhető időszakok a relatíve magas rezervációs árral rendelkező fogyasztókat veszi célba. Az idevágó irodalom azt vizsgálja, hogy miért csökkennek az árak időnként (*Stokey* [1979] és [1981]), azaz a tartós jószágok 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 alkalmyszerűen csökkentik azokat, hogy eladjanak az alacsony rezervációs árral jellemezhető fogyasztók relatíve nagy csoportjának. A modell döntő feltevése, hogy a fogyasztóknak különböző időpreferenciái 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 költségű („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 egy új ciklus kezdődik.

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

AZ ÁRELOSZLÁSNAK A NEMZETI MÁRKÁKNÁL KÉT VAGY TÖBB, MÍG A SAJÁT MÁRKÁKNÁL CSAK EGY SŰRŰSÖDÉSI PONTJA VAN. Az árdiszkrimináció legtöbb modellje olyan piacokat vizsgál, ahol a termékek relatíve homogének. *Salop* [1977] kimutatja, hogy a feldolgozók különböző árat állapítanak meg a relatíve differenciálatlan termékek esetében, amelyet különböző márkanéven hoznak forgalomba. A jól informált fogyasztók, akik tudják, hogy a termékek azonosak, az olcsóbb márkát választják, míg a kevésbé informált fogyasztók a drágább márkát vásárolják meg. Noha a modell statikus, *Salop* megjegyzi, hogy a feldolgozók az alacsony árak helyének időbeli változtatásával dinamikusan is megvalósítható stratégiát követhetnek.

*Salop–Stiglitz* [1982] kétperiódusos modellt alkalmaz, amelyben a készletezés is megengedett. Eredményeik szerint az üzletek arra használhatják a nem meghirdetett leértékeléseket, hogy a nyilvánvalóan homogén fogyasztókat a jövőbeli fogyasztásuk előrehozott megvásárlására ösztönözzék. Vannak fogyasztók, akik az alacsony árú üzletekben extra mennyiséget vásárolnak, hogy azt tárolják a jövőbeli fogyasztásra, míg a magas árú üzletekben vásárló fogyasztók csak a közvetlen szükségleteiket elégítik ki. Ezért az üzletek sikeresen alkalmazhatják az árdiszkriminációt a nem meghirdetett leértékelésekkel. Azonos vállalatokat és fogyasztókat feltételezve, két különböző árral jellemezhető egyensúlyt figyelhetünk meg, ahol az alacsony árú üzletek több forgalmat, míg a magas árú üzletek alacsonyabb forgalmat bonyolítanak, de mindkét üzletnek azonos a profitja.

*2. hipotézis: az árak időbeli eloszlása különböző a tartós és a romlandó termékek között*

Ha a feldolgozók határozzák meg az árleszállítási akciókat, és az árérzékeny fogyasztók az egyes márkákhoz inkább ragaszkodnak, akkor a feldolgozók a periodikus, de 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 jószágokra vonatkozó kutatásai 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 jószágok esetében az árleszállítás valószínűsége növekszik az utolsó akció óta eltelt idő növekedésével.

*Az árleszállítási akciók elméleteinek empirikus vizsgálatai*

*Pesendorfer* [2002] az árleszállítási akciókat elemezte Missiuri államban 1986 és 1988 között a ketchup piacán. Eredményei cáfolták a leértékelések Varian-típusú magyarázatát. Az alacsony árak iránti kereslet alapvetően a múltbeli áráktól függ, amely a keresletben meglévő intertemporális hatásokra utal. Az alacsony rezervációs árú fogyasztók várnak, amíg jön a leértékelés, ezért ezek a fogyasztók az utolsó leértékelést követően a készleteikből fogyasztanak. A hűsége fogyasztók meghatározók a leértékelések időpontjának kiválasztásában. A leértékelés időpontjának valószínűsége távolodik a készletcsökkenés rátájával. Továbbá, a kiskereskedők közötti verseny az alacsony rezervációs árú vásárlókért *Sobel* [1984] modelljének megfelelően befolyásolja az árleszállítás időpontjának meghatározását.

*Hosken–Reiffen* [2004a] a kiskereskedelmi árak változékonyságát vizsgálta meg az Egyesült Államokban 20 termék esetében 1988 és 1997 között. Eredményei szerint a legtöbb jószágnak van egy „normális” vagy „szabályos” ára, és a megfigyelt árak nagy valószínűséggel ezen ár körül alakulnak a vizsgált időszakban. Ez arra utal, hogy elutasíthatjuk Varian modelljének azt a következtetését, hogy az áreloszlás folytonos. Az áreloszlás másik fontos jellemzője, ha az árak nem a módusban vannak, akkor nagy valószínűséggel az alatt található. Az árak csökkenését többnyire közvetlenül az árak emelkedése követi. Végezetül, a becslések megerősítik, hogy a leértékelések fontos szerepet játszanak az árak változékonyságában.

*Berck és szerzőtársai* [2008] az Egyesült Államok narancslépiacán vizsgálta meg a leértékelés modelljeinek egymásnak ellentmondó következtetéseit különböző idősor-elemzési eljárásokat alkalmazva az 1998 és 1999 közötti időszakra. A tanulmány fő állítása, hogy egyik elmélet sem írja le tökéletesen a leértékelések szerkezetét és az árak eloszlását. A közhiedelmekkel ellentétben a szerzők úgy találták, hogy a nemzeti márkákat kevésbé értékelik le, mint a kiskereskedelmi láncok saját márkáit. Az elméleti következtetéseikkel szemben az árakat inkább a kiskereskedelmi láncok, nem pedig a feldolgozók határozzák meg. Az árak eloszlása változó az egyes termékek között, ezért egyik elmélet sem írja le kielégítően. *Pesendorfer* modelljének következtetésével szemben a leértékelések időpontjának meghatározását nem befolyásolta az utolsó leértékelés óta eltelt idő, azaz a leértékelések időbelisége nem mutatott egyértelmű szerkezetet. Eredményeik szerint nincs szignifikáns különbség a leértékelésekben aszerint, hogy egy termék tartós vagy romlandó. A Granger-oksági elemzés szerint sokkal valószínűbb, hogy a nemzeti márkák leértékelése befolyásolja a saját márkák árleszállítását, mint fordítva.

Az empirikus tanulmányok másik csoportja a kiskereskedelmi árak dinamikáját, ezen belül is azt vizsgálja, hogy miért csökkennek az árak, amikor megnövekszik vagy csúcson

van a szezonális kereslet? *Levy és szerzőtársai* [1997] a kiskereskedelmi árak alakulását vizsgálta különböző láncokban, és a nagykereskedelmi árat ezek közül egy láncban, 1991 és 1992 között. Eredményeik szerint a kiskereskedelmi árak két és félszer gyakrabban változtak, mint a nagykereskedelmi árak, ami arra utal, hogy a kiskereskedelmi árak változása egyben a kiskereskedelmi árrés változásával is együtt jár.

*MacDonald* [2000] az élelmiszerárak dinamikáját elemezte 1987 és 1994 között az Egyesült Államokban. Úgy találta, hogy a termékek árai alacsonyabbak azokban a periódusokban, amikor a szezonális kereslet megugrik. Az árcsökkenések ugyanakkor nem kapcsolódnak az inputárak csökkenéséhez. Valójában az inputárak növekednek, amikor csúcs van a szezonális keresletben, azaz az árrés csökken ebben az időszakban. Az árcsökkenések erősen kapcsolódnak a piac koncentrációjához. Az árcsökkenések ott nagyobbak, ahol sok vállalat versenyez egymással, mint ahol csak néhány cég van.

*Chevalier és szerzőtársai* [2003] további eredményeket szolgáltatnak a termékek árának ciklussal ellentétes mozgására. A szerzők egyaránt vizsgáltak kis- és nagykereskedelmi áradatokat tízéves időszakban az Egyesült Államok egyik kiskereskedelmi láncában. *MacDonald* [2000]-hez hasonlóan úgy találták, hogy az árak akkor voltak a legalacsonyabbak, amikor a szezonális kereslet a csúcson volt. Mivel egyaránt rendelkeztek kis- és nagykereskedelmi árakkal, ezért meg tudták állapítani, hogy a kiskereskedelmi árak csökkenései túlnyomórészt a kiskereskedelmi árrés csökkenéséhez kapcsolódtak, nem pedig a nagykereskedelmi árak változásához.

Hosken–Reiffen-szerzőpáros egy másik tanulmányában igyekezett magyarázatot adni arra a jelenségre, hogy a legnépszerűbb termékek nagyobb valószínűséggel vesznek részt árleszállítási akciókban (*Hosken–Reiffen* [2004a]). A szerzők elméleti modelljének fontos következménye, hogy egy jószág nagyobb valószínűséggel vesz részt egy leértékelésben, amikor az adott jószág iránti kereslet szezonálisan a csúcson van (például a tojás vagy a sonka húsvétkor). Empirikus eredményeik szerint egy jószág árleszállításának a valószínűsége nagyobb, amikor a jószág iránti kereslet a legnagyobb. Továbbá, pozitív kapcsolat van a termék leértékelésben való részvétele és a termék piaci részesedése között.

## A tejtermékek kiskereskedelmi árainak empirikus elemzése

### *Alapadatok*

Mielőtt rátérünk az eredmények ismertetésére, röviden bemutatjuk az adatokat. A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése során az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) adatbázisát használjuk. Az adatbázis 13 terméket tartalmaz<sup>1</sup> nyolc nagy kiskereskedelmi láncra (Auchan, CBA, Coop, Cora, Interspar, Metro, Plus, Tesco). Az adatbázis azonban nem bizonyult teljesnek, ezért azokat a termékeket kihagytuk a mintából, ahol a megfigyeléseknek több mint 10 százaléka hiányzott kiskereskedelmi lánconként. A végső minta ezért hét tejterméket tartalmaz: 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött 1 literes dobozos tej, 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött 1 literes dobozos tartós tej, 80 százalékos zsírtartalmú 100 grammos vaj, 20 százalékos zsírtartalmú 175 grammos tejföl, 175 grammos gyümölcsös joghurt, 175 grammos kefir, 1 kilogrammos normál trappista sajt. A hiányzó adatokat lineáris interpolációval becsültük meg. Vizsgálatunk időtartama a 2005 januárja

<sup>1</sup> 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött 1 literes polytej, 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött 1 literes dobozos tej, 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött 1 literes dobozos tartós tej, 80 százalékos zsírtartalmú, 100 grammos vaj, 250 grammos natúr vajkrém, 250 grammos félzsíros tehéntúró, 175 grammos tejföl 20 százalékos zsírtartalommal, 175 grammos natúr joghurt, 175 grammos gyümölcsös joghurt, 175 grammos kefir, 1 kilogrammos Pannónia sajt, 1 kilogrammos normál trappista sajt, 200 grammos ömlesztett sajt.

és a 2008 36. hete közötti periódus, így a minta minden termék esetében kiskereskedelmi lánconként 192 megfigyelést tartalmaz. Az elemzés során a *Hosken–Reiffen* [2004a] által kidolgozott módszertant alkalmazzuk az árváltozások értékelésére.

*A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése – leíró statisztikai elemzés*

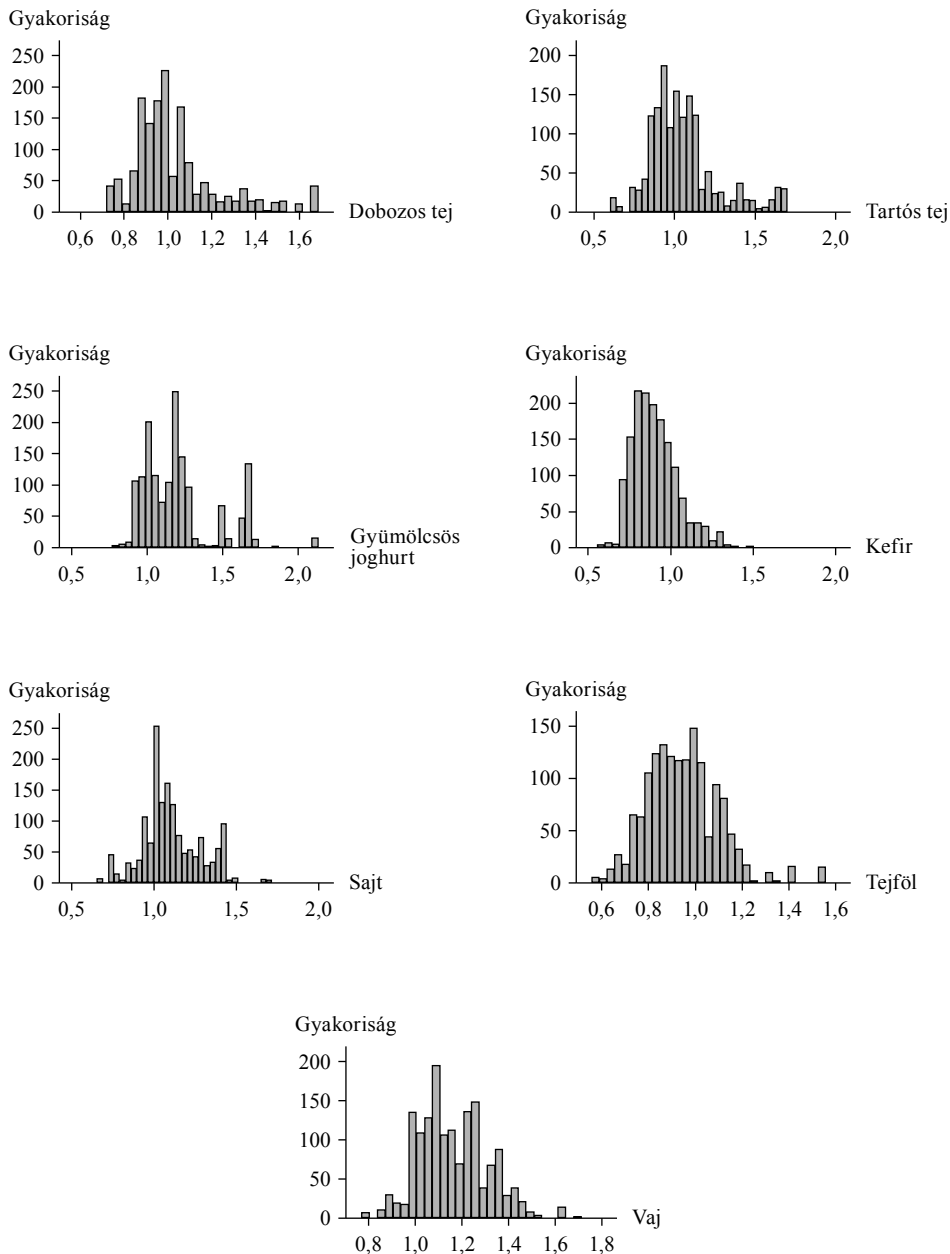
Először a tejtermékek kiskereskedelmi árának eloszlását vettük szemügyre. A kiskereskedelmi árak első fontos tulajdonságát az adott termék „normál” árával jellemezhetjük. A nemzetközi irodalmat követve a tejtermékek „normál” kiskereskedelmi árát a vizsgált periódusbeli árak móduszával definiáltuk (például *Pesendorfer* [2002], *Hosken–Reiffen* [2004a], *Berck és szerzőtársai* [2008]). E mögött a következő 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:

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

ahol  $r_{jt}$  a  $j$ -edik termék ára  $t$ -edik időpontban, és  $r_{j, \text{módusz}}$  az adott termék árának módusza a vizsgált időszakban. Az egyes tejtermékek módusszal skálázott árainak empirikus sűrűségfüggvényeit mutatják a következő hisztogramok (1. ábra). *Hosken–Reiffen* [2004a] eredményei azt mutatják, hogy az árak skálázott sűrűségfüggvényei 1 körül ingadoznak, azaz a megfigyelések döntő többsége az egységnyi érték körül van. A magyar tejtermékekre vonatkozó eredményeink csak részlegesen igazolják ezt a megfigyelést. Az árak hisztogramjainak másik jellemzője, hogy jelentős aszimmetriát figyelhetünk meg a módusz körül. Míg *Hosken–Reiffen* [2004a] számításai azt mutatják, hogy az árak lefelé aszimmetrikusak, azaz a módusz alatti megfigyelések aránya meghaladja a módusz felettiét, addig a vizsgált hét tejtermék közül csak két esetben (kefir és tejföl) figyelhetünk meg hasonló jelenséget. Számításaink harmadik fontos eredménye, hogy jelentős különbséget láthatunk az árak eloszlásában az egyes termékek között. Megjegyezzük, hogy az áreloszlásokban tapasztalható eltéréseket nem vezethetjük vissza a termék tartós vagy romlandó jellegére.

A skálázott termékárak eloszlásának aszimmetriáját formálisan is vizsgáltuk oly módon, hogy összehasonlítottuk azon megfigyelések arányát, amelyek a módusz alatt vagy fölött voltak egy bizonyos küszöbértéket meghaladva. Az empirikus irodalom egyik fontos hipotézise, hogy a leértékelések az áringadozások fontos tényezői, ezért azt várhatjuk, hogy az árak jobban eltérnek a módusztól lefelé, mint fölfelé. *Hosken–Reiffen* [2004a] tanulmányát követve, a leértékelés két „szintjét” vizsgáltuk, 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 a 1. táblázat mutatja. Számításaink megerősítik a grafikonokból levonható egyik következtetést. Az árak eloszlása csak a kefir és a tejföl esetében aszimmetrikus lefelé. A különbség mindkét küszöbérték (10 és 20 százalék) mellett szignifikáns. A többi termék esetében érdekes módon felfelé irányuló aszimmetria figyelhető meg. Ez alól csak a dobozos tej kivétel 10 százalékos küszöbérték mellett, ahol az ár eloszlása szimmetrikus.

1. ábra

A tejtermékek skálázott termékárainak ( $P_{ji}$ ) sűrűségfüggvényei

*Forrás:* saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

1. táblázat

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

Termék	10 százalék		Z próba	20 százalék		Z próba
	módusz alatt	módusz fölött		módusz alatt	módusz fölött	
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
Gyümölcsös joghurt	1,1	62,1	0,000	0,1	45,5	0,000
Kefir	51,5	9,2	0,000	23,1	4,6	0,000
Tejföl	43,0	16,1	0,000	17,6	4,1	0,000
Trappista sajt	8,2	43,2	0,000	4,4	28,1	0,000
Vaj	8,5	38,8	0,000	1,2	15,5	0,000

Forrás: saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

*Az időleges árváltozások terjedelme*

Az áreloszlást a szerint is vizsgálhatjuk, hogy meghatározzuk, vajon az árcsökkenések többsége „átmeneti” leértékelés-e. Ennek érdekében az árakhoz tartozó idősorok első differenciáját elemezzük. Pontosabban megvizsgáljuk, hogyan alakulnak az árváltozások a  $t$ -edik és  $t + 1$ -edik hét között akkor, amikor az árak  $t$ -edik és  $t - 1$ -edik hét között csökkentek. Ha az árcsökkenés inkább átmeneti, mint tartós jelenség, akkor az árak  $t$ -edik és  $t + 1$ -edik hét között emelkednek. Ellenkező esetben, ha az árak változása  $t$ -edik és  $t + 1$ -edik hét között nulla vagy csökkenő, akkor ez arra utal, hogy az árváltozások a kiskereskedők költségeinek (és/vagy a feldolgozók költségeinek) tartós változását jelenthetik. A 2. táblázat mutatja, hogy az árak csökkenését milyen árváltozások követték az egyes tejtermékek esetében. Számításaink szerint a termékek többségében az árak csökkenését nagyobb részben az árak emelkedése követte, az árnövekedés aránya 68 és 71 százalék között mozgott. Másképpen fogalmazva, az árcsökkenések többsége átmeneti „leértékelésre” utal. Ez alól kivételt csak a dobozos és a tartós tej jelent, azonban ezen termékek esetében is ez az arány relatíve magas, 43–48 százalék volt.

2. táblázat

Az árváltozások iránya az árcsökkenést követően (a megfigyelések százalékában)

Termék	Árnövekedés van	Nincs változás
	az árcsökkenés után	
Tartós tej	43,7	36,2
Dobozos tej	48,3	31,3
Gyümölcsös joghurt	68,3	6,5
Kefir	71,0	3,1
Tejföl	71,3	3,5
Trappista sajt	68,0	8,7
Vaj	70,8	5,9

Forrás: saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Ezek az eredmények a leértékelés jól használható definícióját sugallják. *Hosken–Reiffen* [2004a] cikkét követve, a következőképpen határozhatjuk meg a leértékelést. Ha az árak



legalább egy meghatározott arányú esését (például 10 vagy 20 százalék) a  $t$ -edik és a  $t - 1$ -edik periódus között az áraknak legalább hasonló mértékű emelkedése követi a  $t$ -edik és a  $t + 1$ -edik közötti időszakban. A 3. táblázat a „leértékelések” gyakoriságát mutatja – 10 és 20 százalékos küszöbérték mellett – az egyes tejtermékek esetében. Az első szembeötlő eredmény, hogy jelentős különbségeket figyelhetünk meg az egyes termékek között, a leértékelések aránya a megfigyelések 7 és 14 százaléka között ingadozik 10 százalékos küszöbértéket alkalmazva. Ez az arány drasztikusan csökken, ha a küszöbértéket 20 százalékra emeljük. A termékeknek két csoportját különböztethetjük meg. Az elsőbe a gyümölcsös joghurt, a kefir, a trappista sajt és a vaj tartozik, ahol a leértékelések aránya relatíve magasabb, míg a másik csoportot a dobozos és tartós tej, illetve a tejföl alkotja, ahol a leértékelések aránya mintegy fele az előző csoporténak. Részben érvelhetünk úgy, hogy a különbségek visszavezethetők a termékek jellegére, nevezetesen azok feldolgozottságának fokára. Ez az összefüggés azonban korántsem egyértelmű.

### 3. táblázat

A leértékelések százalékaránya a megfigyelések százalékában 10 és 20 százalékos küszöb mellett

Termék	10 százalék	20 százalék
Tartós tej	7,8	1,6
Dobozos tej	7,3	0,0
Gyümölcsös joghurt	13,0	6,8
Kefir	13,5	4,2
Tejföl	6,8	1,6
Trappista sajt	13,0	3,1
Vaj	13,0	4,2

*Forrás:* saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

### *A leértékelések jelentősége a kiskereskedelmi árak változékonyságában*

Az előző alfejezet dokumentálta a kiskereskedelmi árváltozások néhány jellemzőjét. Eredményeink vegyesek, hiszen csak részben támasztották alá a korábbi empirikus vizsgálatok alapján megfogalmazott várakozásainkat, hogy a tejtermékeknek van egy „normális” ára, amelytől való eltérés túlnyomórészt lefelé történhet. Ebben az alfejezetben tovább elemezzük az árváltozások szerkezetét. Arra a kérdésre keressük a választ, hogy az árváltozások a kiskereskedelmi árrésben vagy a kiskereskedelem költségeiben bekövetkezett változásokra reagálnak. Ennek vizsgálatára Hosken–Reiffen [2004a] tanulmányát követve, két módszert alkalmazunk.

A kiskereskedelmi árrésben végbement változások hatásának fontosságát úgy vizsgálhatjuk, hogy az árváltozékonyságot két összetevőre bontjuk: egyrészt amelyek a leértékelésekhez kapcsolódnak, másrészt amelyek más hatások eredményei (például a nagykereskedelmi árak változása). Mivel a termékek „normál” árát azok móduszával határoztuk meg, ezért a változékonyság mérésére a módusz körüli szóródás elemzését alkalmazzuk. Az első mérőszám, amelyet kiszámítunk, statisztikailag analóg az  $R^2$ -tel. Az (1) egyenlet leírja az alkalmazott statisztikai mérőszámot, amely lényegében a teljes árváltozása aránya a móduszhoz kapcsolódó leértékelésekhez:

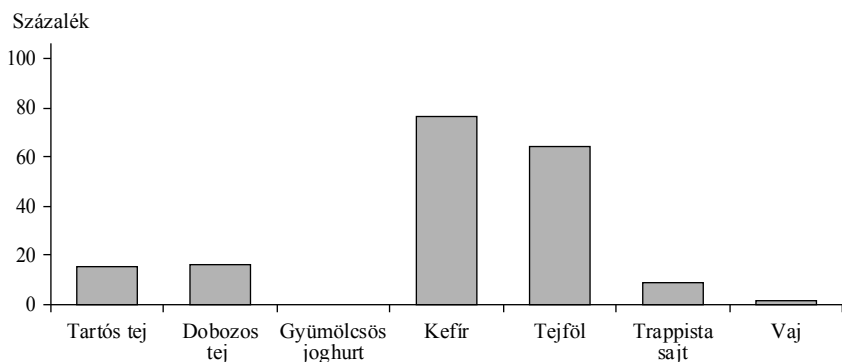
$$\frac{\sum_{j,t} \left[ (p_{ijt} - 1)^2 \mid p'_{ijt} \right]}{\sum_{j,t} (p_{ijt} - 1)^2}, \quad (1)$$

ahol az  $i$  alsó index a terméket, a  $j$  az egyedi ársorozatot (amely az adott kiskereskedelmi láncához kapcsolódik), a  $t$  az időt jelöli, az  $l$  felső index pedig azt, hogy az adott ár leértékeléshez tartozik.

A 2. ábra azt mutatja, hogy az árak változékonyságát az egyes tejtermékek esetében hány százalékban magyarázzák meg a leértékelések 10 százalékos küszöbértéket alkalmazva. Hasonlóan a korábbi eredményeinkhez, jelentős eltéréseket figyelhetünk meg az egyes termékek között. A leértékelések hatása a gyümölcsös joghurt és a vaj esetében elhanyagolható, míg a kefirnél és a tejfölnél meghaladja a 60 százalékot. Ilyen nagyarányú különbség a termékek között különösen akkor figyelemre méltó, amikor a leértékelések aránya csak alacsony hányadát teszi ki az összes megfigyelésnek (6–13 százalék).

2. ábra

A leértékeléshez kapcsolódó árak móduszának százalékos változása



Forrás: saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

A nagykereskedelmi árak változásának hatását a kiskereskedelmi árak változékonyságára a következő módon vizsgáljuk. Egy egyszerű regressziós becslés segítségével próbáljuk meghatározni az országos sokkok hatását az egyes periódusokban a kiskereskedelmi árak változékonyságára. Ennek megfelelően minden egyes  $i$ -edik termékre és minden egyes  $j$ -edik kiskereskedelmi láncához tartozó ársorozatra a következő modellt becsljük.

$$p_{ijt} = \sum_{i=1}^{192} \beta_{it} \times (\text{hét}_t) + \varepsilon_{ijt}, \quad (2)$$

ahol  $p_{ijt}$  az adott kiskereskedelmi láncához tartozó tejtermék árát mutatja  $t$ -edik időpontban, amelyet lineáris regresszióval becslünk minden egyes héthez kétértékű változókat rendelve. Az egyes hetek koefficiensei ( $\beta_{it}$ ) a skálázott kiskereskedelmi árak átlagos szintjét mutatják a kiskereskedelmi láncok között a  $t$ -edik héten. A regressziós modell logikája a következő. A nagykereskedelmi árak legtöbb változása mögött nagy valószínűséggel valamilyen országos hatás húzódik meg, amely a termékek túlnyomó részére hasonló hatást gyakorol. Például költséghatások az egyik termelési tényezőn, amelyet felhasználnak az adott termékcsoport előállításához. Ezért a héthez rendelt kétértékű változók együtthatóiban megfigyelhető hétről hétre történő változások reagálnak a kiskereskedelmi árváltozásokra, amelyek az országos szintű nagykereskedelmi árváltozásokra vezethetők vissza (például a kínálat eltolódására).

A 4. táblázat a héthez rendelt kétértékű változók együtthatóinak leíró statisztikáját mutatja minden egyes tejtermékre. Számításaink igazolják a várakozásainkat: a kevésbé fel-

dolgozott termékek (mint a dobozos és a tartós tej) együttthatói mutatják a legnagyobb változékonyságot (legnagyobb szórást). A relatíve nagyobb szórásértékek arra utalnak, hogy a dobozos és a tartós tej esetében a nagykereskedelmi árak országos szintű sokkjai viszonylag fontos szerepet játszanak a kiskereskedelmi árak változékonyságában. A héthez rendelt kétértékű változók együttthatói szignifikánsan 1 alattiak, amely ellentétes *Hosken–Reiffen* [2004a] eredményeivel, ahol az együttthatók közel állnak 1-hez. Az 1-től eltérő együttthatók arra utalnak, hogy az árak módusza és átlaga különbözik egymástól. Ha a módusz szisztematikusan nagyobb az átlagnál, mint esetünkben, akkor az együtttható értéke kisebb 1-nél.

#### 4. táblázat

A héthez rendelt kétértékű változók leíró statisztikája

Termék	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Dobozos tej	0,187	0,159	−0,027	0,543
Tartós tej	0,153	0,176	−0,110	0,541
Gyümölcsös joghurt	0,101	0,110	−0,069	0,375
Kefir	0,101	0,093	−0,055	0,283
Tejföl	0,136	0,106	−0,065	0,394
Trappista sajt	−0,008	0,094	−0,200	0,214
Vaj	0,104	0,100	−0,077	0,317

*Forrás:* saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

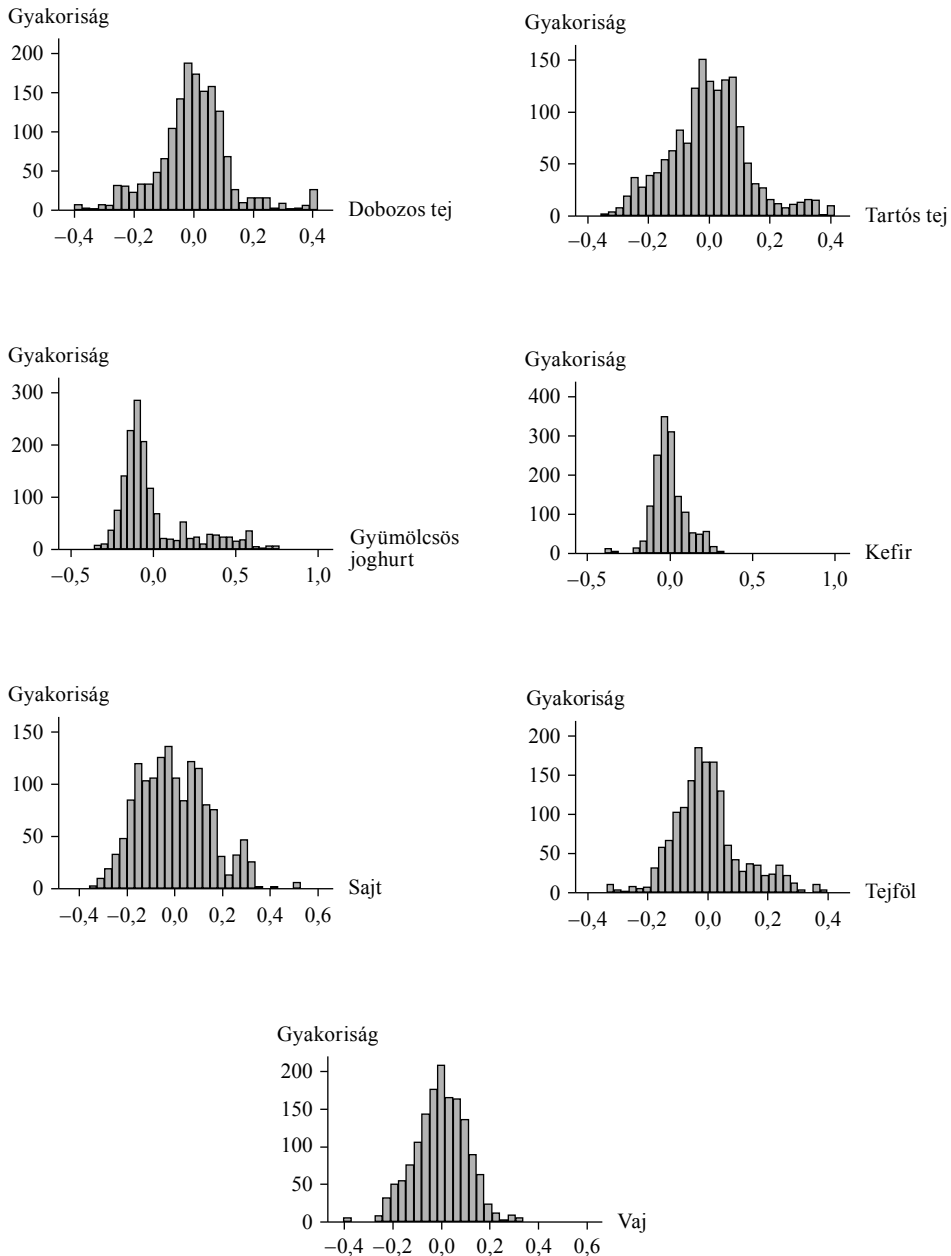
Mivel a kétértékű változók együttthatóját úgy szerkesztettük meg, hogy az országos szintű nagykereskedelmi árösszetevőket szűrje ki a kiskereskedelmi árak változékonyságából, ezért a regressziós modell maradéktagjait úgy értelmezhetjük, mint a  $j$ -edik termékcsoporthoz tartozó kiskereskedelmi árának arányát a  $i$ -edik jószág esetében a  $t$ -edik héten (a  $j$ -edik termékcsoporthoz tartozó móduszával skálázva), amely nem kapcsolódik a skálázott nagykereskedelmi árhoz az adott héten. A 3. ábra a maradéktagok eloszlását mutatja termékenként. Láthatjuk, hogy a termékek többségénél a maradéktagok többsége a 0 érték körül van.

A leértékelések jelenlétét hasonlóképpen vizsgáltuk, mint a skálázott árak aszimmetrikus eloszlásának elemzésekor. Mivel a regressziós modellt úgy konstruáltuk, hogy a maradéktagok átlaga nulla, ezért ha a leértékelés fontos jelenség abban az értelemben, hogy szignifikánsan csökkenti rövid távon a kiskereskedelmi árrést, akkor a maradéktagoknak aszimmetrikusnak kell lenniük. Pontosabban, egy megfigyelésnek, amely a leértékeléshez kapcsolódik, nagy negatív maradéktagjának kell lennie, míg azoknak a megfigyeléseknek, amelyek a „normál” árhoz kapcsolódnak, kis pozitív értékű maradéktagjai vannak. Az egyes termékek ábrái csak részben támasztják alá ezt a következtetést. A hipotézis formális ellenőrzésére  $Z$  aránypárpróbát végeztünk 10 és 20 százalékos küszöbértékek mellett (5. táblázat).

Számításaink szerint a tartós és dobozos tej, a gyümölcsös joghurt és a trappista sajt esetében szignifikánsan nagyobb (10 százalékos szignifikanciaszinten) a negatív maradéktagok aránya a pozitív maradéktagokénál, 10 százalékos küszöbérték mellett. Ezzel ellentétes eredményt kaptunk a kefirnél, míg a vaj és a tejföl maradéktagjai szimmetrikus eloszlást mutatnak. A küszöbérték 20 százalékra emelése erőteljesen megváltoztatja az eredményeket. A dobozos és a tartós tej maradéktagjai szimmetrikusakká válnak, a gyümölcsös joghurt és a kefir esetében a korábbiakhoz képest ellentétes eredményt (pozitív aszimmetria) kapunk. Egyedül a vaj maradéktagjai mutatnak negatív aszimmetriát. Ezek az eredmények ellentétben állnak *Hosken–Reiffen* [2004a] becsléseivel, akik negatív aszimmetriát kaptak 20 vizsgált termék túlnyomó részében.

3 ábra

A maradéktagok gyakorisági eloszlása termékenként



Forrás: saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

## 5. táblázat

A maradéktagok eloszlási arányának különbsége 10 százalék vagy 20 százalék küszöb mellett (százalék)

Termék	10 százalék, a maradéktag		Z próba	20 százalék, a maradéktag		Z próba
	< 0	> 0		< 0	> 0	
Tartós tej	21,0	16,5	0,0041	7,0	5,9	0,2282
Dobozos tej	15,6	13,3	0,0875	6,2	5,3	0,2913
Gyümölcsös joghurt	41,5	21,5	0,0000	7,9	16,8	0,0000
Kefir	11,1	14,6	0,0067	1,8	5,9	0,0000
Tejföl	16,5	16,0	0,6870	2,2	7,7	0,0000
Trappista sajt	28,4	24,9	0,0590	7,0	9,4	0,0167
Vaj	17,4	17,2	0,8964	4,4	2,6	0,0090

*Forrás:* saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

### A tejtermékek árdinamikájának értékelése

Korábban említettük, hogy a leértékelések elméletei különböző következtetéseket vonnak le az árak eloszlására. A következőkben az áreloszlásokra vonatkozó eredményeinket értékeljük az elméleti következtetések fényében.

A (skalázott) árak hisztogramjai arra utalnak, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük a kevert stratégia hipotézisét, amely szerint az áraknak folytonosnak kell lenniük sűrűsödési pont nélkül. Hasonlóan nem igazolták az eredmények azt a hipotézist, hogy az árak eloszlása sima, kivéve a legmagasabb árak körüli sűrűsödési pontot.

Számos termék esetében (gyümölcsös joghurt, tejföl, trappista, vaj) az eloszlások inkább két- vagy többmódusú (*bi or multimodal*) mintát követnek. Ez arra utalhat, hogy a leértékelések váltakoznak a szabályos árral. Ez a tény egybevágg azzal a hipotézissel, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítását (*Lal* [1990]).

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. Összefoglalva megállapíthatjuk, hogy egyik elmélet sem képes általánosan leírni a hazai tejtermékek áreloszlását.

\*

A cikkben a kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatát vizsgáltuk meg a tejtermékek példáján keresztül. Eredményeink szerint a termékek többségének van szabályos ára, amelytől többnyire felfelé térnek el. Az árak eloszlásában jelentős különbségeket találtunk az egyes termékek között. A leértékelések aránya elég alacsony a termékek többsége esetében, és kicsi a szerepük az árak ingadozásában. Az országos sokkok ugyanakkor jelentős szerepet játszanak az árak változékonyságában. Közvetlenül vizsgáltuk a leértékelések jelenségét, többek között azt, hogy az árcsökkenések mennyire tekinthetők átmeneti jelenségnek. Számításaink szerint az árcsökkenéseket nagyobb részt közvetlenül áremelkedések követik, amely alátámasztja az árleszállítások tényét.

Az empirikus elemzés egyúttal lehetőséget adott arra is, hogy a leértékelések elméleteinek különböző hipotéziseit ellenőrizzük. Az áreloszlások vizsgálata azt sugallja, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük mind *Varian* [1980], mind *Sobel* [1984] hipotézisét.

Több termék esetében (gyümölcsös joghurt, tejföl, trappista, vaj) az eloszlások inkább két- vagy többmódusú mintát követnek, ami arra utalhat, hogy a leértékelések váltakoznak a szabályos árral. Ez a tény támogatja azt a hipotézist, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítását (Lal [1990]). Továbbá az eredmények inkább azt valószínűsítik, hogy nincs szignifikáns különbség a dobozos és a tartós tejek áreloszlása 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. Összegezve, az árleszállítások létező modelljeinek következtetései megfelelnek a kiskereskedelmi árak eloszlása néhány jellemzőjének, ugyanakkor egyik modell sem képes megmagyarázni a kiskereskedelmi árképzés mindegyik fontos jellemzőjét a magyar tejtermékek esetében.

### *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.
- 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. 935–49. o.
- LEVY, D.–BERGEN, M.–DUTTA, S.–VENABLE, R. [1997]: The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains. *Quarterly Journal of Economics*, 112. 791–825. 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, július, 24–27. o.
- 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.
- 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. o.
- 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.