

## A KISKERESKEDELMI SZABÁLYOZÁS HATÁSA A FOGYASZTÓI ÁRAKRA\*

Kutatásunk célja annak vizsgálata, hogy a kiskereskedelmi szektor szabályozása hogyan hat a versenyre, ezen keresztül pedig a fogyasztói árakra. Először egy nemzetközi elemzést végzünk OECD-adatok felhasználásával. Eredményeink kapcsolatot mutatnak a kiskereskedelem szabályozásának változása és az élelmiszerárak változása között, ami arra utal, hogy a szabályozás befolyásolja a vállalatok közötti versenyt, ezen keresztül pedig kihat a fogyasztói árakra. Ezután két konkrét szabályozási elem, a kötelező vasárnapi zárva tartás és a nagy alapterületű üzletek nyitását korlátozó szabályozás (plázastoptörvény) hatásainak elemzését mutatjuk be hazai adatok alapján. Vizsgálatunk során 17 konkrét termék országos fogyasztói átlagárát elemezzük 2006 és 2017 közötti havi adatokon FGLS panelregresszió segítségével. Eredményeink alapján a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt szignifikáns hatása a fogyasztói árakra a szabályozás egy éve alatt. Ezzel szemben a modern üzletformák és a nemzetközi üzletláncok terjeszkedése szignifikánsan csökkentette a fogyasztói árakat. Ezek alapján az új üzletek nyitását korlátozó szabályozás káros volt a fogyasztók számára, hiszen magasabb fogyasztói árakhoz vezetett. Eredményeink összhangban vannak hasonló nemzetközi kutatások eredményeivel.

### BEVEZETÉS

Talán kevés olyan szektor van, amely annyira heterogén, mint a kiskereskedelem. Az egy család által üzemeltetett sarki fűszerestől kezdve a 800 főnek munkát adó hipermarketig nagyon széles a skála. Az ágazatban megtalálhatók az egyéni vállalkozók, a hazai kis- és közepes vállalatok és a nemzetközi nagyvállalatok is. A kiskereskedelmi szektor ráadásul folyamatosan változik. A nagy üzletek térhódítása mellett az *online* kereskedelem egyre bővülő teret nyer. Ilyen dinamikus környezetben a különféle külső hatások és állami szabályozások hatása nagyon eltérő lehet.

A fejlett országok mindegyikében szabályozzák a kiskereskedelmi szektort, bár jelentősen eltérő mértékben. Legtöbbször a fogyasztók, a munkavállalók és a környezet védelmével indokolják a szabályzások szükségességét, de esetenként a kisboltok felkarolása is megjelenik érvként.

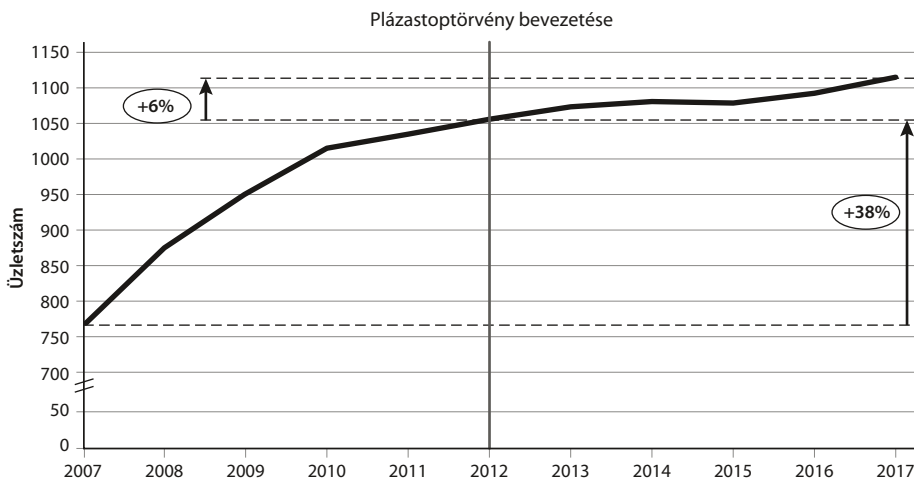
Az eltérő szabályozás hatással lehet az egyes országokban kialakult kiskereskedelmi szerkezetre, koncentrációra, ezen keresztül pedig a kiskereskedők közötti

\* A tanulmány az Emberi Erőforrások Minisztériuma ÚNKP-17-3 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának támogatásával készült.

versenyre is. Mindez végső soron lecsapódik a fogyasztói árakban. Tanulmányunk célja e hatások vizsgálata és számszerűsítése. Ehhez két irányt veszünk figyelembe. Elsőként nemzetközi szinten vizsgáljuk meg az egyes OECD-országok kiskereskedelmi szabályozása és árszínvonala közötti kapcsolatot. Ez egy átfogó képet nyújt arról, hogy a szabályozásnak milyen hatásai lehetnek. Ezután részletesen megvizsgálunk két konkrét szabályozást, amely markánsan érintette a magyarországi élelmiszer-kiskereskedelmet az elmúlt években.

A kormány 2012-ben vezette be a „plázastopként” elhíresült szabályozást, amely külön engedélyhez kötötte a 300 négyzetméternél nagyobb alapterületű kiskereskedelmi egységek nyitását. A szabályozás elsősorban a külföldi tulajdonú élelmiszer-kiskereskedelmi láncokat sújtotta, a nem élelmiszert árusító üzletek és a magyar tulajdonú kereskedők gyakran kaptak mentességet (OECD [2016]). Ezáltal a modern kiskereskedelmi üzletláncok terjeszkedése komoly akadályokba ütközött, és a korábban tervezett mértékhez képest jelentősen lelassult. Ezt szemléletesen mutatja az 1. ábra, amelyen jól látható, hogy 2012 után lényegében stagnálás állt be az üzletszám tekintetében. Ez különösen érdekes annak fényében, hogy a válság idején erőteljes növekedés volt tapasztalható, nagyrészt az Aldi és a Lidl terjeszkedése következtében. A „plázastop” leginkább e két lánc terjeszkedését vetette vissza.

A második vizsgált szabályozás a 2015 márciusában bevezetett, majd egy évvel később (2016 áprilisában) megszüntetett kötelező vasárnapi zárva tartás. Ez még élelmebben érintette a vásárlókat, és heves ellenállást váltott ki. A szabályozás ha-



Megjegyzés: Az adatok a hazai Tesco, Spar (franchise-partnerek nélkül), Auchan, Penny Market, Lidl, Cora, Aldi üzleteinek együttes számát mutatják.

Forrás: Trade Magazin éves toplistáinak adatai alapján (<http://trademagazin.hu/wp-content/uploads/2018/06/Kereskedelmi-Toplista-2017.pdf>) és <http://trademagazin.hu/kereskedelmi-toplistak>.

### 1. ÁBRA • A modern élelmiszer-kiskereskedelmi láncok összesített üzletszámának alakulása Magyarországon

tással volt a fogyasztók bevásárlási szokásaira, és ezen keresztül hathatott az üzletek közötti versenyre is, hiszen eggyel kevesebb nap állt rendelkezésre a vásárlásra.

E két konkrét szabályozás vizsgálata lehetőséget teremt arra, hogy ne csak általánosan elemezzük a szabályozás és az árak kapcsolatát, hanem különbséget tudjunk tenni a különféle szabályozási elemek között. Másrészt, a két szabályozás egymáshoz képesti hatását is vizsgálni tudjuk.

A tanulmány következő részében a vonatkozó szakirodalmat tekintjük át. Ezután az OECD-országok példáján vizsgáljuk a kiskereskedelmi szabályozás és az árak kapcsolatát. Ezt követi a magyar kiskereskedelmi szektor rövid bemutatása. Ezután a két korábban említett magyarországi szabályozás elemzésének módszertanát és adatforrásait mutatjuk be. A rákövetkező fejezetben a becslési eredményeket, majd az azokból levont következtetéseket ismertetjük. Végül a tanulmányt egy összefoglaló fejezettel zárjuk.

## SZAKIRODALMI ÁTTEKINTÉS

A kiskereskedelmi szabályozás és az árak kapcsolatát kevés kutató vizsgálta. A modern kiskereskedelmi formák (leginkább a szuper-, és hipermarketek és diszkontok) terjedését és ezek fogyasztói árakra gyakorolt hatását azonban többen elemezték. Ebben a részben a szakirodalomnak ezt a két irányát foglaljuk össze.

### *A kiskereskedelmi szabályozás és az árak kapcsolata*

Minden ország valamilyen szinten szabályozza a kiskereskedelmi tevékenységet, amely hatással van a szektor versenyhelyzetére is. E szabályozások hatáselemzésére két módszer kínálkozik: 1. empirikus vizsgálat egy adott szabály változtatásakor; 2. a hatások becslése elméleti (legfőképpen játékelméleti és piacszerkezeti) modellek alapján. Mivel szabályváltozások ritkán következnek be, így gyakran nem marad más út csak az elméleti megközelítés.

Az állami szabályozás két meghatározó területe az új üzletek nyitásának, illetve a már meglévő üzletek nyitva tartási idejének korlátozása. Az empirikus elemzések alapján az üzletek nyitását korlátozó szabályozás hatása egyöntetűen negatív. *Schivardi–Viviano* [2011] olasz adatok alapján igazolta, hogy a belépési korlátok növelik a kereskedelmi árrést, és a vállalatok alacsonyabb produktívásával párosulnak. Hasonló eredményre jutott *Hoffmaister* [2010] a spanyol kiskereskedelmi szabályozás hatásainak elemzésekor. Spanyolországban a nagy alapterületű üzletek nyitásához az autonóm régió vezetésének külön engedélyére van szükség. Több régió vezetése a helyi kisboltok védelme érdekében kevés ilyen engedélyt adott ki. *Maican–Orth* [2015] a svéd szabályozás hatásait elemezve szintén azt találta, hogy a gyengébb szabályozás növeli a kiskereskedők produktívását, ráadásul a termelékenység jobban nő a kisebb boltokban és a kisebb piacokon.

A szabályozás kedvezőtlen hatása tehát az árak növekedése, miközben nem feltétlenül védi a helyi kisboltokat sem, ami sok esetben igazolná a szabályozást. *Sadun* [2015] az Egyesült Királyságban bevezetett piacra lépési szabályozás hatását vizsgálva arra a következtetésre jutott, hogy az éppen a helyi kisboltoknak volt kedvezőtlen. Mivel a nagy kiskereskedelmi üzletláncok nem tudtak nagy üzleteket nyitni, így kénytelenek voltak kisebb és inkább a városközpontban elhelyezkedő üzleteket keresni, ezzel pedig közvetlen versenyt teremtettek a kisboltoknak.

A nyitva tartási idők szabályozásának hatása már kevésbé egyértelmű. Ennek oka, hogy két ellentétes hatás jelentkezik. Egyrészt, a hosszabb nyitva tartás magasabb költségeket jelent a kiskereskedők számára (például több alkalmazott, műszakpótlékok fizetése). Ezek alapján a nyitva tartási idők liberalizálása árnövelő hatású. *Wenzel* [2010] a Salop-modell alapján végzett elméleti elemzése szerint a nyitva tartásra ható szabályozás eltörlése rövid távon változatlanul hagyja az árakat és a kereskedők számát. A boltok hosszabb nyitva tartásának költségei miatt azonban hosszú távon nőnek az árak, valamint csökken a kereskedők száma, vagyis nő az iparág koncentráltasága. *Sly–Stenbacka* [2008] szintén elméleti elemzése egybeeséssel: a hosszabb ideig nyitva tartó kereskedők magasabb árakat szabnak a piaci egyensúlyban. *Inderst–Irmen* [2005] modelljének eredményei is áremelkedést mutatnak, azonban ennek oka az üzletek növekvő differenciáltsága, ami csökkenti az árversenyt. *Flores–Wenzel* [2016] szintén az árak emelkedését mutatja ki. Ennek oka, hogy hosszabb nyitva tartás esetén megnő a fogyasztók (legalább egy részének) kereslete, a magasabb kereslet pedig növeli az egyensúlyi árakat.

Másrészt, a hosszabb nyitva tartás következtében a fogyasztóknak több idejük van az árinformációk összegyűjtésére, ami versenynövelő hatású. *Clemenz* [1990] és *de Meza* [1984] szintén elméleti modelljeinek eredményei alapján a liberalizáció csökkenti az árakat.

Az elméleti eredményekhez hasonlóan az empirikus vizsgálatok sem mutatnak egységes képet. *Tanguay és szerzőtársai* [1995] eredményei szerint a nyitva tartási időre vonatkozó szabályozás eltörlése után a nagy alapterületű üzletek árszínvona mintegy 5 százalékkal nőtt Québecben. Ugyanakkor *Reddy* [2012] német adatok alapján az árak csökkenését mutatta ki a 2006-os és 2007-es liberalizáció után. *Kay–Morris* [1987] hasonló eredményre jutott brit adatok elemzésekor. Ugyanakkor *Genakos–Danchev* [2015] átfogó, 30 európai országot vizsgáló elemzése alapján a kötelező vasárnapi zárva tartás eltörlése érdemben nem hatott az árszínvonalra.

### *A modern üzletformák terjedésének hatásai*

Az elmúlt évtizedekben a modern üzletformák és a nemzetközi üzletláncok átalakították a kiskereskedelmet. *Hortaçsu–Syverson* [2015] áttekintése alapján a modern üzletformák megjelenése jobban átformálta a szektort, mint az *online* kereskedelem megjelenése. Az *online* kiskereskedelem még hosszú ideig biztosan nem lesz képes

legyőzni a fizikailag is elérhető üzleteket, így a modern üzletformák fennmaradását továbbra sem veszélyezteti.

E jelentős változás sok kutató figyelmét felkeltette. *Leibtag* [2006] 1998 és 2003 közötti, a Nielsen piackutató vállalat adatain végzett elemzésének eredményei alapján a Wal-Mart és más, folyamatosan alacsony árakat (*everyday low prices, EDLP*) hirdető üzletláncok elterjedésének hatására a fogyasztók élelmiszer-költségei jóval az élelmiszer-infláció mértéke alatt emelkedtek. Ezt erősítik meg *Volpe–Lavoie* [2008] eredményei is, miszerint a Wal-Mart megjelenése 6-7 százalékkal csökkentette a gyártói márkás termékek árait és 3–8 százalékkal a kereskedelmi márkás termékek árait az üzlet környezetében.

Nem véletlen, hogy a nem tradicionális, többségében EDLP árazási stratégiát követő üzletláncok részesedésének növekedése volt a legintenzívebb az Egyesült Államok piacán az említett hat év alatt (*Leibtag* [2006]). A Wal-Mart 2003-ra a legnagyobb élelmiszer-kiskereskedő lett mind az Egyesült Államok piacán, mind a világpiacra (*Volpe–Lavoie* [2008]).

A változások a fejlődő országokat is elérték. Az 1990-es évektől kezdtek elterjedni a szupermarketek a fejlődő országokban (*Minten–Reardon* [2008]). Ezek jellegzetessége, hogy az adott országokban igen gyors előretörés mutatkozott az üzletláncok piaci részesedéseinek alakulásában. Ennek okát vizsgálva a szerzőpáros több következtetésre jutott. Egyrészt, a külföldi tulajdonú üzletláncok – mivel már egy fejlettebb beszerzési rendszerrel, saját minőségi standardokkal rendelkeztek – versenyképesebbek voltak a helyi üzletekkel szemben. Másrészt, nagy választékban szinte minden feldolgozott terméket egy helyen kínáltak, amit kényelmi szempontból előnyben részesítettek a fogyasztók. Az ár és nem ár jellegű előnyök közül ugyanakkor a nem ár jellegű előnyök (például kényelem, nagyobb választék) dominanciáját mutatta ki *Tandon és szerzőtársai* [2011] 103 fejlődő ország kiskereskedelmi szektorát elemző kutatásában.

A modern áruházláncok megjelenése és terjedése ugyanakkor a kiskereskedelem koncentrációját idézte elő a kisebb, tradicionális boltok piacról való kiszorulása következtében. *Martens* [2008] eredményei alapján a Wal-Mart megjelenése szignifikánsan növelte a kiskereskedelem koncentrációját.

A kiskereskedelmi koncentráció és az árak közötti kapcsolatot számos kutató vizsgálta (például *Yu–Connor* [2002], *Stiegert–Sharkey* [2007], *Hovhannisyan–Bozic* [2016]). Az eredmények szinte teljesen összecsengenek: a koncentráció növeli az árszínvonalat. A kialakult konszenzus alapján tehát pozitív kapcsolat van a koncentráció és az árszínvonal között.

A modern üzletformák tehát két eltérő, egymással ellentétes hatást gyakorolnak a fogyasztói árakra. Egyrészt, hatékonyabb ellátási láncokon keresztül mérsékelik az árakat, másrészt, a növekvő koncentráción keresztül emelik azokat. A két hatás szétválasztására tett kísérletet *Podpiera–Raková* [2009]. Elemzésük alapján a nagyvállalatok elterjedése évente 0,8 százalékponttal csökkentette a fogyasztói árindexet Csehországban – a kereskedők gyártókkal szembeni nagyobb

piaci ereje következtében. Ugyanakkor az iparágban fokozódó felvásárlások miatt a legnagyobb cégek további erősödése várható, amely már éves szinten 1,2 százalékponttal fogja növelni az élelmiszerárak inflációját, ezzel érdemben befolyásolva a teljes inflációt is.

A modern üzletformák elterjedésének hatásai tehát nem egyértelműek, és vélhetően piacenként és időszakonként eltérnek egymástól. A plázastoptörvény fogyasztói szempontú hatása alapvetően attól függ, hogy a különböző hatások közül melyik lesz a domináns. Amennyiben a modern üzletformák terjedése csökkenti a fogyasztói árakat, akkor a szabályozás kedvezőtlen a lakosságra nézve. Ha a szabályozás viszont a szektor további koncentrációját és így az árak növekedését gátolja meg, akkor védhetőnek bizonyul. A kérdés eldöntésére azonban empirikus elemzés még nem készült Magyarországon.

### A SZABÁLYOZÁS ÉS AZ ÁRAK KAPCSOLATA AZ OECD-ORSZÁGOKBAN

A szakirodalom áttekintéséből látható, hogy a kiskereskedelmi szektor szabályozása és az árszínvonal között létezik kapcsolat, azonban ennek közvetlen empirikus vizsgálatára kevesen vállalkoztak. Tanulmányunkban először egy nemzetközi összehasonlítást végzünk az OECD-országok körében.

Az elemzés alapját az OECD által ötévente összeállított kereskedelmi szabályozási index adja. Az index 0 és 6 közötti értéket vehet fel, nagyobb érték nagyobb mértékű állami szabályozásra utal. Az index értékét az alábbi hat, szintén 0 és 6 közötti értéket felvevő, mutató átlaga adja:

- boltnyitási engedélyek megszerzésének szabályozása,
- nagy alapterületű üzletekre vonatkozó egyedi szabályok,
- meglévő cégek védelmét szolgáló szabályozás,
- nyitva tartási időt korlátozó intézkedések,
- árszabályozás, árkontroll léte, kiterjedtsége,
- akciók, kedvezmények szabályozása.

A szabályozottság mértéke országonként eltérő, ezt jól illusztrálja a 2. ábra. Magyarország 2,06-os értékével a középmezőnyben, az OECD-átlag közvetlen közelében helyezkedett el 2013-ban. Általánosságban elmondható, hogy a szabályozottság mértéke időben csökkenő tendenciát mutat, és ez nagyjából azonos mértékben igaz minden területre (*Koske és szerzőtársai* [2015]).

Az OECD 1998-ban publikálta elsőként a kereskedelmi szabályozási indexet, majd ezt követően öt évenként határozta meg újra. Eddig tehát négy hulláma volt a felmérésnek (1998, 2003, 2008, 2013), folyamatosan bővülő országgörrel. 2013-ban már számos OECD-n kívüli ország indexét is meghatározták. A kevésbé fejlett országok eltérései miatt azonban elemzésünkben kizárólag az OECD-tagállamokat



Megjegyzés: 0: lényegileg nincs szabályozás, 6: jelentős szabályozás minden területen.

Forrás: OECD Product Market Regulation Indicators.

**2. ÁBRA • A kiskereskedelmi szektor szabályozottságának mértéke az egyes európai országokban, 2013**

vettük figyelembe (22 országot,<sup>1</sup> mivel csak azokat az országokat vizsgáltuk, amelyeknél minden vizsgált évben minden adat elérhető volt).

A szabályozás változásának hatását az élelmiszerek inflációján mértük le. Az élelmiszerek szinte teljes mértékben a kiskereskedelmi szektoron keresztül jutnak el fogyasztókhoz. Ha az állami szabályozás hatására csökken a szektorban a verseny, az az árak – és így az élelmiszerárak – emelkedését vonhatja maga után. Mivel az

<sup>1</sup> Ausztrália, Ausztria, Belgium, Csehország, Dánia, Dél-Korea, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia, Írország, Izland, Japán, Kanada, Lengyelország, Magyarország, Mexikó, Németország, Norvégia, Olaszország, Spanyolország, Svájc.

árakban bekövetkező kismértékű reálváltozások mérése a célunk, így az élelmiszer-infláció és a teljes infláció (fogyasztóiár-index) hányadosát vizsgáltuk az elemzés során. Az általános fogyasztóiár-index figyelembevétele kiszűri az országok eltérő költségvetési és monetáris politikája okozta eltéréseket az ármozgásokban, amelyek egy hosszú távú és sok országot tartalmazó adatbázis esetén érdemi különbségeket okozhatnak. Ez megegyezik *Mizik és szerkesztőtársai* [2007] gyakorlatával is.

Az élelmiszerárak teljes fogyasztói kosárhoz mért relatív emelkedésére vagy csökkenésére ugyanakkor nem a szabályozás mértéke, sokkal inkább annak változása hat. A kiskereskedelmi szabályok változásai kihathatnak a vállalatok közötti versenyre, ami megváltoztathatja a vállalatok viselkedését és az optimális árazási stratégiájukat. Ennek következménye árcsökkenés vagy áremelkedés lehet az új egyensúlyi pont eléréséig. Ezt a potenciálisan bekövetkező hatást szeretnénk megragadni.

A 3. ábra a két fő változó kapcsolatát mutatja. Látható, hogy a kiskereskedelmi szabályozási indexben történtek változások az ötéves periódusokat vizsgálva, tehát van kellő variancia a hatások identifikálásához. Másrészt, gyenge, de pozitív kapcsolat fedezhető fel a szabályozás változásának mértéke és az élelmiszerárak általános inflációt meghaladó növekedése között, tehát az adatok alapján a jobban szabályozott kereskedelmi szektor némi áremelkedéssel párosul. Az élelmiszerárak változásait ugyanakkor rengeteg más tényező is befolyásolja, amelyekre szükséges kontrollálni, ezért kontrollváltozókat is beépítettünk a regressziós modellbe:

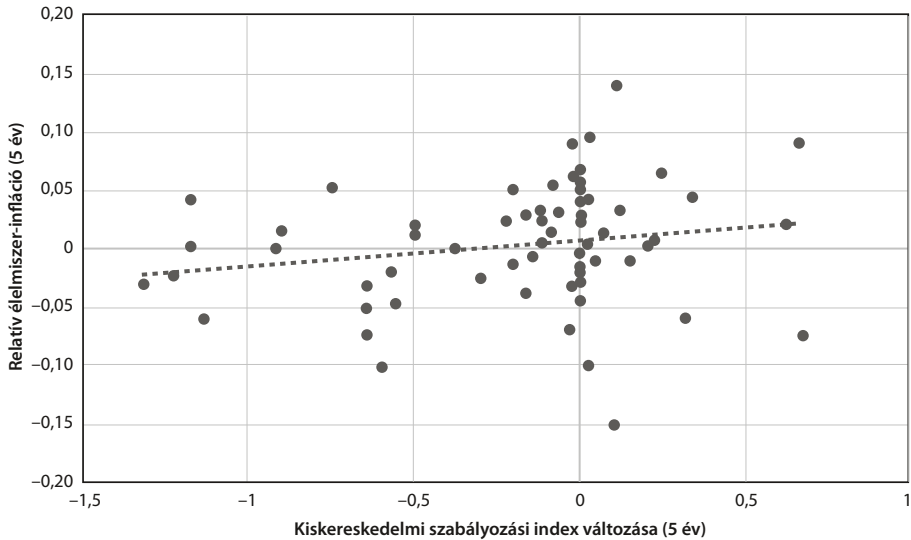
$$\frac{1 + CPI_{Food}_{it}}{1 + CPI_{it}} - 1 \quad (1)$$

$$= \alpha + \beta_1 \Delta RetailReg_{it} + \beta_2 \Delta GDP_{it} + \beta_3 \Delta Wage_{it} + \beta_4 \Delta Pop_{it} + \beta_5 \Delta TaxRev_{it} + D_t + u_{it},$$

ahol  $CPI_{Food}_{it}$  jelöli az élelmiszerek inflációját az  $i$ -edik országban a  $t$ -edik és a  $(t-1)$ -edik periódusok között,  $CPI_{it}$  a teljes fogyasztóiár-index változása,  $\Delta RetailReg_{it}$  a kiskereskedelmi szabályozás mértékének változása,  $\Delta GDP_{it}$  a bruttó hazai össztermék volumenének változása,  $\Delta Wage_{it}$  az éves (reál) átlagbér változása,  $\Delta Pop_{it}$  a népességszám-változás,  $\Delta TaxRev_{it}$  a GDP-arányos teljes adóbevétel változása, végül pedig  $D_t$  indikátorváltozók az időszak-fixhatásokat jelölik. Az elemzésben külön megvizsgáltuk a nyitva tartási időket korlátozó intézkedések hatásait, ekkor a  $\Delta RetailReg_{it}$  változó helyett szerepeltettük ezt az alindexet.

A differenciaképzés további előnye, hogy az egyes országok egyedi (és időben állandó) hatásaitól megszűri a változókat, így azok nem torzíthatják az eredményeket. Ugyanakkor egyéb, a regresszióban nem szerepeltetett és időben változó hatások továbbra is torzításokat okozhatnak, így ezek figyelembevételével kell az eredményeket értelmezni. A GDP, a reálbérek és a népesség alakulásánál a változások arányait vettük, míg a többi változónál hagyományos differenciaképzést végeztünk, hogy az eredmények értelmezése minél könnyebb legyen.





Forrás: saját szerkesztés OECD-adatok alapján.

### 3. ÁBRA • A kiskereskedelmi szabályozási index és a relatív élelmiszer-infláció kapcsolata

Az (1) egyenlet becsléséhez az adatokat az OECD iLibrary, valamint az OECD Product Market Regulation (PMR) adatbázisaiból vettük. Az OECD nagy hangsúlyt fektet az egyes adatsorok időben és országok közötti összehasonlíthatóságának biztosítására. Ez különösen is kedvező, és segít az elemzési torzítások minimalizálásában. A változók leíró statisztikáit az 1. táblázat tartalmazza.

1. TÁBLÁZAT • A modell becsléséhez használt változók leíró statisztikái  
(1998 és 2013 közötti három ötéves periódus átlaga, megfigyelések száma: 66)

Változó	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Élelmiszerek inflációja (5 év alatt, százalék)	13,9	10,5	-5,3	43,6
Általános infláció (5 év alatt, százalék)	13,6	9,7	-2,9	49,1
Kiskereskedelmi szabályozási index	2,18	1,10	0,60	4,68
Kiskereskedelmi szabályozási index változása (5 év alatt)	-0,19	0,43	-1,31	0,67
Nyitva tartási időt korlátozó intézkedések	1,48	1,64	0	5,14
Nyitva tartási időt korlátozó intézkedések változása (5 év alatt)	-0,24	1,00	-6	0,07
GDP volumenváltozása (5 év alatt, százalék)	11,1	10,9	-26,3	40,6
Átlagbér reálnövekedése (5 év alatt, százalék)	5,5	7,7	-21,8	29,2
Népesség növekedése (5 év alatt, százalék)	2,9	2,8	-1,8	12,7
GDP-arányos adóbevétel változása (5 év alatt, százalékpont)	0,06	1,66	-3,34	4,48

Forrás: saját számítás OECD-adatok alapján.

2. TÁBLÁZAT • A kiskereskedelmi szabályozás és az élelmiszerárak kapcsolata az OECD-országokban (panelregressziós becslés eredményei)

Megnevezés	Az élelmiszerárak relatív változása			
	(1)	(2)	(3)	(4)
A kereskedelmi szabályozási index változása	0,032* (0,008)	0,022* (0,005)	–	–
A nyitva tartási időt korlátozó intézkedések alindexének változása	–	–	0,009* (0,002)	0,007 (0,003)
Átlagbér reálnövekedése	–0,297 (0,210)	–0,234 (0,222)	–0,279 (0,190)	–0,215 (0,206)
GDP-növekedése	0,102 (0,116)	0,149 (0,155)	0,120 (0,110)	0,169 (0,159)
Népességnövekedés	–0,272 (0,289)	–0,369 (0,274)	–0,216 (0,298)	–0,342 (0,289)
A GDP-arányos adóbevételek változása	0,002 (0,005)	–0,000 (0,005)	0,002 (0,006)	–0,000 (0,005)
Konstans	–0,023 (0,014)	–0,006 (0,013)	0,014 (0,018)	–0,016 (0,015)
Időszak-fixhatások	nem	igen	nem	igen
<i>N</i>	66	66	66	66
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,1831	0,2478	0,1455	0,2360

Megjegyzés: zárójelben időszakra klaszterezett robusztus standard hibák.

\*\*\* 1 százalékos, \*\* 5 százalékos, \* 10 százalékos szinten szignifikáns.

A becslési eredményeket a 2. táblázat tartalmazza. Az (1) és a (2) oszlopok a kereskedelmi szabályozási index változásának hatását mutatják időszak-fixhatás változókkal és azok nélkül, míg a (3) és (4) oszlopok kizárólag az egyik alindex, a nyitva tartási időt korlátozó intézkedések hatásait számszerűsítik.

Az eredmények azt mutatják, hogy a kereskedelmi szabályozási index kivételével egyik magyarázó változó sem lett szignifikáns a modellben. A kereskedelmi szabályozási index csak 10 százalékon szignifikáns,<sup>2</sup> azonban ez alapvetően az időszakokra klaszterezett standard hibák miatt van, hiszen ezáltal a szabadsági fokok száma lényegesen lecsökkent. A többi magyarázó változó esetében ez nem lényeges szempont, azok szignifikanciaszintje nagyon magas. A nyitva tartási időt szabályozó intézkedések hatása kisebb, és csak akkor szignifikáns (10 százalékon), ha az időszak-fixhatások nem szerepelnek a modellben. Bloch [2012] szintén azt találta, hogy az Egyesült Államokban és Franciaországban a termékpiacon a szabályozás az infláció exogén sokkjá, tehát nem fedezhető fel visszacsatolási mechanizmusok. Továbbá megállapításunk összecseng Égert [2016] eredményeivel is, aki azt találta, hogy a produktivitásra negatívan hat a termékpiacon a szabályozás, azonban ez a kapcsolat megszűnik, ha az év-fixhatásokat is szerepelteti a regresszióban.

<sup>2</sup> A *p*-érték az (1) és a (2) modellben is 0,058.

A kereskedelmi szabályozási index hatása nem elhanyagolható mértékű. Az átlagos ötéves inflációt tekintve (13,6 százalék), a kereskedelmi szabályozási index 1-gyel való növekedése az időszak-fixhatások nélküli modellben várhatóan 3,6 százalékponttal növeli meg az élelmiszer-inflációt, és az időszak-fixhatásokat is tartalmazó modellben 2,5 százalékponttal egy ötéves intervallumban. Figyelembe véve a kiskereskedelmi szabályozási indexben a valóságban bekövetkező változásokat (1. táblázat), a valós hatás  $-4,8$  százalékpont és  $2,4$  százalékpont között változott  $-0,7$  százalékpontos átlaggal. Ez összemérhető nagyságrend az átlagos ötéves élelmiszer-inflációval (13,9 százalék).

A hatások sokkal kisebbek,  $0,8-1$  százalékpont közöttiek, ha csak a nyitva tartási időket érintő szabályozás egységnyi változását vizsgáljuk. Ez arra utal, hogy a többi szabályozási elemnek is vélhetően van hatása az inflációra.

*Koske és szerzőtársai* [2015] elemzése alapján a termékpiazi szabályozás csökkenő tendenciát mutat az OECD-országokban, tehát az időszak-fixhatások és a kiskereskedelmi szabályozási index közötti kapcsolat nem meglepő. Éppen emiatt az időszak-fixhatások kihagyása a regresszióból nem feltétlenül okozza a becslés torzítottágát, tehát a termékpiazi szabályozásnak van valós hatása a fogyasztói árak alakulására.

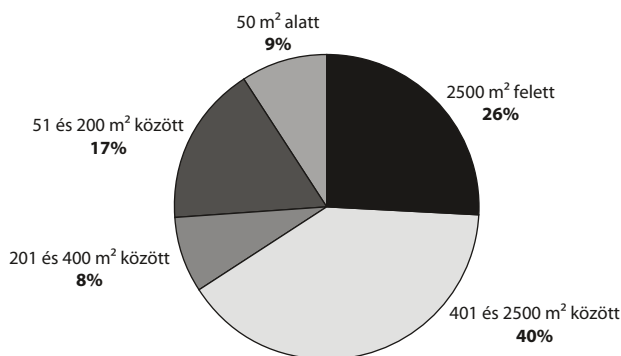
A kereskedelmi szabályozási index ugyanakkor nem ad lehetőséget az egyes konkrét szabályozások elkülönült vizsgálatára. Az index nem specifikálja a különféle szabályozási elemeket, pedig azok hatása érdemben eltérhet egymástól. A következő fejezetekben a magyarországi kiskereskedelmi szektor longitudinális elemzésével keresünk választ az itt felvetett kérdésekre, a plázastoptörvény és a kötelező vasárnap zárva tartás hatásainak elemzésén keresztül.

### *A magyar kiskereskedelmi szektor rövid áttekintése*

2016-ban a hazai GDP 4 százalékát állította elő a kiskereskedelmi szektor a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) adatai alapján. A szektor nemzetgazdasági szempontból azonban ennél fontosabb szerepet tölt be, az alkalmazásban állók 6 százalékát foglalkoztatja, emellett pedig sok egyéni vállalkozónak is megélhetést biztosít. A szektor specifikussága a helyhez kötöttség, amely a legtöbb szolgáltatására igaz.

Kutatásunk középpontjában az élelmiszer- és napicikk-kiskereskedelem áll. 2016-ban a Nielsen piackutató vállalat adatai alapján 1620 milliárd forintot tett ki az élelmiszerek forgalma Magyarországon, amelynek közel kétharmadát a modern, 400 négyzetméternél nagyobb alapterületű üzletek (hipermarketek, szupermarketek és diszkontok) valósították meg (4. ábra).

A kiskereskedelem alapvető átalakulása a rendszerváltáskor kezdődött el. Az állami tulajdonú üzletek privatizációja lökést adott a külföldi üzletláncok elterjedésének, ugyanakkor kialakultak a franchise-rendszerben működő, alapvetően hazai tulajdonú láncok is.



Forrás: Nielsen piackutató vállalat (<http://trademagazin.hu/hu/nielsen-nott-nagy-uzletek-sulya-az-elelmiszer-kiskereskedelemben>).

4. ÁBRA • A Nielsen piackutató vállalat által mért kilencven élelmiszer-kategória értékben mért kiskereskedelmi forgalmából a boltípusok piaci részesedése, 2016

A legnagyobb hazai üzlethálózata a Coopnak van. A CBA és a Reál rendelkezik még kiterjedt üzlethálózattal az ország minden pontján. E három cég franchise-rendszerben üzemelteti boltjait. A franchise-rendszer lehetővé teszi, hogy mindhárom lánc számos partnerrel és több ezer üzlettel rendelkezzen, ami által jelentős a piaci részesedésük. Ugyanakkor a részben egységes arculaton és bizonyos közös akción, valamint kereskedelmi márkás termékek kívül az árak és a kínálat kialakítása az egyes üzletek hatásköre. Ezen üzletláncok ezért inkább a helyi, tradicionális kiskereskedelmi egységek csoportjába sorolhatók, hiszen mind alapterületben, mind üzletpolitikában óriási eltérések tapasztalhatók még az egyes láncokon belül is.

A külföldi tulajdonú üzletek között három jelentős csoport különíthető el: a hipermarketek, a szupermarketek és a diszkontok. A vállalatok egy része több kategóriában is képviselteti magát.

A hipermarketek közé tartozik (üzletszám szerint csökkenő sorrendben) a Tesco, az Interspar és az Auchan. Ezek közül kétségtelül a legjelentősebb a Tesco, amely piacvezető szereplő a hazai élelmiszer-kiskereskedelemben. A hipermarketekre általában a nagy alapterület (3 000-15 000 négyzetméter) és a bőséges választék jellemző.

A hipermarketek közül a Tesco és a Spar rendelkezik szupermarket-hálózattal is. Ezen üzletforma legjelentősebb szereplője a Spar, körülbelül 370 egységgel. Üzleteinek számát 2008-ban közel megkétszerezte a Plus élelmiszer-diszkontjainak a felvásárlásával. A külföldi üzletláncok közül e kategóriába tartozott még a belga tulajdonú Match, amely azonban 2013-ban kivonult a magyar piacról.

A diszkontkategóriában a külföldi láncok piacra lépése több hullámban történt meg, terjeszkedésük az elmúlt években még erőteljesebbé vált. A rendszerváltás óta jelen volt Magyarországon a Profi, nem sokkal később, 1992-ben érkezett a Plus.

Mindkét cég kivonult időközben a magyar piacról, a Plus 2008-ban, a Profi 2013-ban. 1996-ban jelent meg a Penny Market, amely a német Rewe-csoport tulajdonában áll.

Az Európai Unióba való csatlakozás után kezdtek el terjeszkedni Magyarországon is a német tulajdonú úgynevezett *hard* diszkontláncok. Elsőként Európa legnagyobb kiskereskedelmi csoportjához, a Schwarz Grouphoz tartozó Lidl jelent meg a hazai piacon. Intenzív terjeszkedésének következtében mára már több mint 160 üzletet működtet országszerte. A szintén német háttérű Aldi kicsit megkésve, csak 2008-ban nyitotta meg első magyarországi üzletét, expanziója viszont jelentős, és üzleteinek száma már meghaladja a mérföldkönek számító 100-at.

A külföldi üzletláncok piaca lépésével a koncentráció folyamatosan és jelentősen növekedett a szektorban. *Juhász és szerzőtársai* [2005] bemutatta, hogy 1999 és 2003 között a nagyvállalatok részesedése az iparág összes bevételéből 24 százalékról 37 százalékra emelkedett, míg a mikrovállalatoké 40 százalékról 32 százalékra esett vissza. Ez a tendencia tovább folytatódott a 2000-es évek második felében is. Míg 2007 végén 45 599 élelmiszerüzlet volt Magyarországon a KSH adatai alapján, addig ez a szám 10 év alatt 40 329-re csökkent, tehát éves szinten átlagosan több mint 1 százalékkal csökkent. Ezzel együtt pedig a nemzetközi láncokhoz tartozó üzletek száma folyamatosan növekedett (1. ábra).

### *Módszertan és adatok*

Az élelmiszer-kiskereskedőkre ható szabályozás és a fogyasztói árak kapcsolatát 17 termékcikk havi átlagárának elemzésével vizsgáltuk. A kiválasztott 17 termék<sup>3</sup> havi országos fogyasztói átlagárai a KSH-tól származtak, míg a termékek feldolgozó értékesítési árát az Agrárgazdasági Kutató Intézet Piaci Árinformációs Rendszeréből töltöttük le. A feldolgozó értékesítési árak a kiskereskedő vállalatok beszerzési árát mutatják, míg a fogyasztói árak az eladási árakat. A két ár közötti különbség a kiskereskedő bruttó árérése. Ez szolgál a kiskereskedő költségeinek fedezésére, valamint ez biztosítja az üzletek profitját is. Ha a szabályozás hatására változott a piaci környezet, erősödött vagy csökkent a verseny, akkor ez a bruttó árérésen csapódott le, emiatt a kutatási kérdés vizsgálatához megfelelő eszköz a bruttó árérés vizsgálata.

A különböző termékek eltérő forgási sebessége, a kiskereskedők raktározási politikája, valamint a kiskereskedők és a gyártók közötti szerződéses viszony eltérései következtében nem biztos, hogy a feldolgozó átadási árak változása azonnal megjelenik a kiskereskedő költségváltozásaként. Ezért a modellezés során nem a bruttó árrest, hanem a nettó fogyasztói árat használtuk függő változónak. Ezt a KSH által publikált bruttó fogyasztói árból az áfa levonásával állítottuk elő.

<sup>3</sup> Finomliszt, rétesliszt, étolaj, 2,8 százalékos friss/ESL tej, tartós tej, 20 százalékos tejföl, kefir, tea-vaj, túró, natúr vajkrém, gyümölcsjoghurt, tojás, pulykamell, csirkecomb, sertéscomb, sertéskaraj, sertésstarja.

Az elemzéshez 2006. január és 2017. december közötti havi adatokat használtunk. Az infláció modellezésének elkerülése érdekében minden adatot a KSH által publikált havi fogyasztóiár-indexszel defláltunk, ezáltal az egyes termékek reálárának változásait vizsgáltuk. Az elemzéshez az árak logaritmusait vettük.

A kutatás során két szabályozási elem hatását számszerűsítettük: a 2012-ben bevezetett plázastoptörvényét, valamint a 2015 és 2016 között létező kötelező vasárnapi zárva tartását. A plázastoptörvény célja a 300 négyzetméter (később 400 négyzetméter) feletti üzletek számának korlátozása, amelyben relatív sikeres is volt, ezt igazolja az *1. ábra*, ahol jól látható a töréspont az üzletek számának alakulásában 2012 után. Ezért az elemzés során a diszkontok, szuper- és hipermarketek számát használtuk magyarázó változóként. A modern üzletláncok üzletszáma azonban historikusan nem érhető el havi bontásban. A Trade Magazin által publikált kereskedelmi toplista csak éves adatokat tartalmaz. A KSH által közzétett belkereskedelmi egységek száma pedig csak féléves bontásban érhető el. Ezért közelítő (*proxy*) változóként az Aldi-diszkontok számát használtuk, amelynek havi alakulását az Aldi Magyarország Élelmiszer Bt. bocsátotta rendelkezésünkre. Az Aldi-üzletek száma alapvetően két okból tűnik jó közelítő változónak. Egyrészt, az Aldi az ország minden pontján nyitott üzleteket lényegében egyidőben. Magyarországi jelenlétének első hónapjában (2008 áprilisában) nyolc üzletet adott át, amelyek jól lefedték az egész országot (Bonyhád, Budaörs, Debrecen, Dunaföldvár, Mosonmagyaróvár, Nyíregyháza, Pécs, Piliscsaba). Ha az üzletek csak a környezetük árszínvonalára voltak is hatással, a széles földrajzi elterjedés miatt ezek az egész országban megjelentek. Az intenzív terjeszkedés következtében pedig egyre több helyen jelentek meg, így az országos árakban egyre nagyobb mértékben érvényesült a hatásuk.

Másrészt, az Aldi-üzletek száma erős korrelációt mutat mind a KSH által publikált hipermarketek számával, mind a Trade Magazin éves adataival (*3. táblázat*). Emellett az Aldi-üzletek száma szignifikánsan negatívan korrelál az összes élelmiszer vegyesület számával (*3. táblázat*), amely a modern üzletláncok koncentrációra gyakorolt hatását mutatja (*Juhász és szerzőtársai* [2005], *Martens* [2008]). Ezek alapján nem konkrétan az Aldi-diszkontok elterjedését mutatja a használt változó, hanem a modern élelmiszer-kiskereskedelmi üzletláncok magyarországi terjeszkedését, tehát megfelelő közelítő változónak tűnik.

A kötelező vasárnapi zárva tartás hatását indikátorváltozóval kódoltuk. Elsőként egy indikátorváltozót használtunk, amely 1 értéket vett fel azokban a hónapokban, amikor az üzletek számára kötelező volt a vasárnapi zárva tartás, és 0-t egyébként. Ez azonban azt feltételezi, hogy a korlátozás megszűnése után a korlátozás előtti állapot állt vissza. Ez esetenként túl megszorító lehet, emiatt két indikátorváltozót definiáltunk, egyet a kötelező vasárnapi zárva tartás időszakára, egyet pedig az azt követő időszakra.

Kontrollváltozóként alkalmaztuk a havi nettó átlagkeresetet, amely két csatornán keresztül is hathat a kiskereskedők árérésére. Egyrészt, az alacsonyabb jövedelem a fogyasztók árérzékenységét növelheti, ilyenkor az egyes üzletláncok árazási

## 3. TÁBLÁZAT • Az egyes hazai üzletláncok üzletszámának korrelációja az Aldi üzletszámával

Üzletlánc/üzletcsoport	Időszak, gyakoriság	Korreláció értéke
Tesco	2007–2017, éves	0,854
Auchan	2007–2017, éves	0,860
Interspar	2007–2017, éves	0,924
Hipermarketek összesen	2007. december–2017. december, féléves	0,827
Spar	2007–2017, éves	0,641
Penny Market	2007–2017, éves	0,975
Lidl	2007–2017, éves	0,962
Modern üzletek összesen	2007–2017, éves	0,970
Élelmiszer-vegyesüzletek összesen	2007. december–2017. december, féléves	–0,961

Forrás: Aldi Magyarország Élelmiszer Bt., Trade Magazin éves kereskedelmi toplisták, KSH.

stratégiája kiemelt tényezővé lép elő. A 2008–2009-es válság idején az üzletláncok alacsony árakat és aktív promóciós (főként árpromóciós) aktivitást mutattak, ami negatívan hatott az árrésükre (Berezvai [2015]). Másrészt, a magasabb bérek magasabb költségeket jelentenek a kiskereskedőknek, amelyek így kénytelenek magasabb bruttó árréssel operálni. Az elmúlt időszakban jelentkező munkaerőhiány jelentős fizetésemeléseket kényszerített ki a kiskereskedelmi szektorban (csakúgy, mint más iparágakban), és ez növelhette az árrést. A két csatorna hatása megegyezik, nagyobb havi nettó jövedelem esetén várhatóan magasabbak a fogyasztói árak. Az adatok leíró statisztikáit a 4. táblázat tartalmazza.

Az adatok panelstruktúrát követnek, azonban a szokásostól eltérően kevés egyiséget (17 terméket) figyeltünk meg hosszú időn (144 hónapon) keresztül. Ezért az adatsorok autokorrelációja fontos szemponttá vált, ami a hagyományos panelmodellek (véletlenhatás vagy fixhatás-becslés, dinamikus panelmodellek) alkalmazhatóságával kapcsolatban kérdéseket vet fel.

Első lépésként a logaritmizált adatsorok stacionaritását Levin–Lin–Chu-féle és Hadri-féle Lagrange-multiplikátor (LM) panelegységgyök-tesztek segítségével vizsgáltuk meg. A Levin és szerzőtársai [2002] által kifejlesztett teszt kimondottan közepes nagyságú panelek esetén javasolt, mivel szimulációs eredmények alapján lényegesen jobban teljesít, mintha az adatsorok stacionaritását egyesével tesztelnénk. A teszt a széles körben alkalmazott kiterjesztett Dickey–Fuller- (ADF) teszten alapul, így nullhipotézise is az, hogy a panel minden idősora egységgyököt tartalmaz. A késleltetések számának meghatározásához az Akaike-féle információs kritériumot alkalmaztuk hat késleltetéstől indítva.

Hadri [2000] ezzel szemben egy olyan tesztet javasolt, amelynek nullhipotézise az adatsorok stacionaritása. A teszt a hibatagok szórásán alapuló Lagrange-multiplikátor teszt, amely az elvégzett Monte-Carlo-szimulációk alapján kis mintában is jól teljesít. A teszt keresztmetszetben összefüggő hibatagok esetén is alkalmazható.

A stacionaritástesztek eredményeit az 5. táblázat tartalmazza.

4. TÁBLÁZAT • A modell becsléséhez használt változók leíró statisztikái  
(2006. január és 2017. december közötti 144 hónap)

Változó	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
<i>Nettó fogyasztói árak (2004. januári árszintre deflálva)</i>				
Csirkecomb (forint/kilogramm)	421	30	367	489
Étolaj (forint/liter)	246	33	187	351
Finomliszt (forint/kilogramm)	75	11	56	103
Frisstej, 2,8 százalék (forint/liter)	128	8	112	148
Gyümölcsjoghurt, 150 gramm (forint/darab)	51	3	44	61
Kefír, 175 gramm (forint/darab)	46	3	40	53
Pulykamell (forint/kilogramm)	955	51	839	1 081
Rétesliszt (forint/kilogramm)	95	13	71	125
Sertéscomb (forint/kilogramm)	688	45	605	854
Sertéskaraj (forint/kilogramm)	765	67	662	927
Sertésstarja (forint/kilogramm)	676	72	571	859
Tartós tej (forint/liter)	148	12	125	177
Teavaj, 100 gramm (forint/darab)	133	10	116	167
Tejföl, 20 százalék, 175 gramm (forint/darab)	74	4	67	84
Tojás, 10 darabos (forint/darab)	193	20	164	322
Túró, 250 gramm (forint/darab)	164	11	147	196
Natúr vajkrém, 250 gramm (forint/darab)	188	6	175	200
<i>Nettó feldolgozó átladási árak (2004. januári árszintre deflálva)</i>				
Csirkecomb (forint/kilogramm)	325	42	248	414
Étolaj (forint/liter)	188	38	130	322
Finomliszt (forint/kilogramm)	52	9	37	75
Frisstej, 2,8 százalék (forint/liter)	96	7	82	113
Gyümölcsjoghurt, 150 gramm (forint/darab)	37	5	28	53
Kefír, 175 gramm (forint/darab)	32	5	23	41
Pulykamell (forint/kilogramm)	805	77	645	1 011
Rétesliszt (forint/kilogramm)	59	8	44	83
Sertéscomb (forint/kilogramm)	580	50	493	777
Sertéskaraj (forint/kilogramm)	614	64	491	812
Sertésstarja (forint/kilogramm)	523	50	410	726
Tartós tej (forint/liter)	101	8	89	131
Teavaj, 100 gramm (forint/darab)	87	8	71	110
Tejföl, 20 százalék, 175 gramm (forint/darab)	43	3	36	49
Tojás, 10 darabos (forint/darab)	144	22	111	282
Túró, 250 gramm (forint/darab)	108	12	83	132
Natúr vajkrém, 250 gramm (forint/darab)	131	13	95	157
Aldi-üzletek száma	66	41	0	126
Nettó átlagkereset (forint/hónap)	100 935	9 637	89 690	135 473

Forrás: KSH és Agrárgazdasági Kutató Intézet Piaci Árinformációs Rendszer adatai alapján.



5. TÁBLÁZAT • Panelegységgyök-tesztek eredményei  
(2006. január és 2017. december közötti havi adatokon futtatott tesztek eredményei)

Változó	Teszt	Nullhipotézis	$p$ -érték	Döntés (5 százalékon)
Fogyasztói árak	Levin–Lin–Chu-teszt	a panel minden idősora egységgyököt tartalmaz	0,6578	az adatsorok nem stacionerek
	Hadri LM teszt	a panel minden idősora stacioner	0,0000	az adatsorok nem stacionerek
Fogyasztói árak változása	Levin–Lin–Chu-teszt	a panel minden idősora egységgyököt tartalmaz	0,0000	az adatsorok stacionerek
	Hadri LM teszt	a panel minden idősora stacioner	0,2531	az adatsorok stacionerek
Feldolgozó átvadási árak	Levin–Lin–Chu-teszt	a panel minden idősora egységgyököt tartalmaz	0,0859	az adatsorok nem stacionerek
	Hadri LM teszt	a panel minden idősora stacioner	0,0000	az adatsorok nem stacionerek
Feldolgozó átvadási árak változása	Levin–Lin–Chu-teszt	a panel minden idősora egységgyököt tartalmaz	0,0000	az adatsorok stacionerek
	Hadri LM teszt	a panel minden idősora stacioner	0,8318	az adatsorok stacionerek

Megjegyzés: a Levin–Lin–Chu-teszt esetében a késleltetések számát az Akaike-féle információs kritérium alapján határoztuk meg, a Hadri-féle LM-teszt esetében a keresztmetszetben való összefüggést megengedtük.

Az eredmények alapján mind a fogyasztói, mind a feldolgozó átvadási árak (deflált) idősorai egységgyököt tartalmaznak. A differenciált adatsorok azonban már stacionerek, ezért a továbbiakban ezeket elemeztük a hamis regresszió elkerülése érdekében. A becsült modell az alábbi:

$$\begin{aligned} \Delta \log(y_{it}) = & c + \sum_{j=0}^3 \alpha_j \Delta \log(x_{it-j}) + \sum_{j=0}^3 \beta_j \Delta Aldi_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta Vasárnap_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_j \Delta PostVasárnap_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^3 \theta_j \Delta \log(jöv_{t-j}) + D_t + u_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

ahol  $y_{it}$  és  $x_{it}$  az  $i$ -edik terméknek a fogyasztói és a feldolgozó átvadási árai a  $t$ -edik hónapban, míg  $Aldi_t$  jelöli az Aldi-üzletek számát,  $Vasárnap_t$  1-et vesz fel, ha a kötelező vasárnapi zárva tartás szabályozása érvényben volt a  $t$ -edik hónapban, és 0-t egyébként,  $PostVasárnap_t$  értéke 1 a kötelező vasárnapi zárva tartás eltörlése utáni időszak esetében, és 0 egyébként,  $jöv_t$  pedig a  $t$ -edik havi nemzetgazdasági nettó átlagkereset, végül,  $D_t$  hónap és év indikátorváltozókat jelöl. Minden magyarázó változó esetén maximum három hónap (egy negyedév) késleltetést engedünk meg.

A differenciált adatsorok elemzésénél figyelembe kell venni az adatokban rejlő potenciális autokorrelációt, valamint az egyes termékek árai közötti keresztmetszeti kapcsolatot. Az időben klasztereződő sokkok (például a pénzügyi válság vagy

a mezőgazdasági termények globális áremelkedése) ugyanis egyszerre hathatnak minden termékre, ezáltal a keresztmetszeti hibatagok közötti korreláció keletkezhet.

Az elemzés során megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek (*Feasible generalized least squares, FGLS*) becslést alkalmaztunk. Hasonlóan *Tanguay és szerzőtársai* [1995] elemzéséhez, a keresztmetszeti hibatagoknál heteroszkedaszticitást és korrelációt is megengedtünk, a hibatagok autokorrelációjánál pedig termékenként eltérő autokorrelációkat becsültünk. A becslés előfeltétele a magyarázó változók szigorú exogenitása (*Wooldridge* [2002]), amely véleményünk szerint teljesül a modellbe bevont változóknál.

Az Aldi terjeszkedése a piacra lépéstől kezdve lényegében kötött pályán haladt. A hazai piacon legalább 100 üzlet kell a hatékony üzemméret eléréséhez, ami miatt az Aldinak folyamatosan terjeszkednie kellett. Ezt igazolja, hogy a 2008–2009-es pénzügyi válság alatt is jelentősen növelte üzletei számát, miközben végig veszteségesen működött (*Berezvai* [2015]).

A kötelező vasárnapi zárva tartás pedig egy politikai döntés eredménye volt, annak eltörlése pedig szintén a politikai csaták során dőlt el. Egy ilyen döntés az árak alakulása szempontjából exogénnek tekinthető.

A korábbi fejezetben bemutatott nemzetközi és a jelenlegi magyarországi elemzés két fontos szempontból eltér egymástól. Egyrészt, a hazai adatokra épülő elemzés sokkal részletesebb adatokon alapul. Másik oldalról viszont a szabályozásváltozások mindegyik terméket egyszerre érintették, tehát nincs keresztmetszeti kontrollcsoport, amely viszont a nemzetközi elemzésben volt, hiszen ott az egyes országok eltérő szabályozási utakat jártak be.

### *Becslési eredmények és következtetések*

A (2) egyenlet becslési eredményeit a 6. táblázat tartalmazza. A táblázat (1) oszlopában a kötelező vasárnapi zárva tartást egyetlen indikátorváltozóval számszerűsítettük. A nem szignifikáns változók szekvenciális elhagyásával kapott modellt a (2) oszlop mutatja. A (3) oszlopban a kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetésére és kivezetésére két külön indikátorváltozót definiáltunk. Az 5 százalékon nem szignifikáns változókat lépésenként eliminálva kaptuk a (4) oszlopot, amely teljesen megegyezik a (2) oszloppal.

Az eredmények alapján a feldolgoói értékesítési árak változása nem jelenik meg teljes mértékben a fogyasztói árak változásában. Ennek oka vélhetően az, hogy a kiskereskedők simítják az ármozgásokat. Ezt támasztja alá, hogy a feldolgoói értékesítési árak relatív szórása (0,21) magasabb a fogyasztói árak relatív szórásánál (0,18).

Az átlagjövedelem növekedése is hatással volt az árakra. A vártak megfelelően itt pozitív hatást találtunk. A nettó átlagjövedelem 1 százalékponttal nagyobb növekedése 0,04 százalékponttal növelte a fogyasztói árak növekedését.

6. TÁBLÁZAT • **Becslési eredmények**  
(FGLS panelregresszió, 2006. január és 2017. december közötti havi adatok alapján)

Megnevezés	Fogyasztói ár változása $t$ -ben			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Feldolgozóí áradási ár változása $t$ -ben	0,1668*** (0,0093)	0,1663*** (0,0093)	0,1672*** (0,0093)	0,1663*** (0,0093)
Feldolgozóí áradási ár változása ( $t - 1$ )-ben	0,1829*** (0,0093)	0,1829*** (0,0093)	0,1833*** (0,0093)	0,1829*** (0,0093)
Feldolgozóí áradási ár változása ( $t - 2$ )-ben	0,0854*** (0,0094)	0,0853*** (0,0094)	0,0849*** (0,0094)	0,0853*** (0,0094)
Feldolgozóí áradási ár változása ( $t - 3$ )-ban	0,0394*** (0,0095)	0,0387*** (0,0095)	0,0396*** (0,0095)	0,0387*** (0,0095)
Aldi üzletszámának változása $t$ -ben	0,0002 (0,0004)	–	0,0003 (0,0004)	–
Aldi üzletszámának változása ( $t - 1$ )-ben	–0,0001 (0,0004)	–	–0,0001 (0,0004)	–
Aldi üzletszámának változása ( $t - 2$ )-ben	0,0001 (0,0004)	–	0,0000 (0,0004)	–
Aldi üzletszámának változása ( $t - 3$ )-ban	–0,0008** (0,0004)	–0,0008** (0,0003)	–0,0007** (0,0004)	–0,0008** (0,0003)
Kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetése $t$ -ben	–0,0008 (0,0038)	–	–0,0002 (0,0053)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetése ( $t - 1$ )-ben	–0,0012 (0,0037)	–	0,0006 (0,0052)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetése ( $t - 2$ )-ben	0,0015 (0,0037)	–	0,0022 (0,0052)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetése ( $t - 3$ )-ban	0,0015 (0,0037)	–	–0,0046 (0,0053)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás kivezetése $t$ -ben	–	–	0,0020 (0,0053)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás kivezetése ( $t - 1$ )-ben	–	–	–0,0030 (0,0052)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás kivezetése ( $t - 2$ )-ben	–	–	–0,0016 (0,0052)	–
Kötelező vasárnapi zárva tartás kivezetése ( $t - 3$ )-ban	–	–	–0,0069 (0,0053)	–
Nettó átlagjövedelem változása $t$ -ben	0,0417** (0,0182)	0,0415** (0,0170)	0,0419** (0,0182)	0,0415** (0,0170)
Nettó átlagjövedelem változása ( $t - 1$ )-ben	–0,0104 (0,0179)	–	–0,0126 (0,0180)	–
Nettó átlagjövedelem változása ( $t - 2$ )-ben	–0,0017 (0,0179)	–	–0,0060 (0,0180)	–
Nettó átlagjövedelem változása ( $t - 3$ )-ban	0,0067 (0,0172)	–	0,0048 (0,0173)	–
Konstans	0,0062** (0,0026)	0,0061*** (0,0023)	0,0062** (0,0026)	0,0061*** (0,0023)
Év fixhatások	igen***	igen***	igen***	igen***
Hónap fixhatások	igen***	igen***	igen***	igen***
$N$	2380	2380	2380	2380
$R^2$	0,3779	0,3770	0,3791	0,3770

Megjegyzés: FGLS-regresszió keresztmetszetben heteroszkedasztikus és korreláló, valamint termékenként autokorreláló hibákkal. Zárójelben a standard hibák.

\*\*\*1 százalékos, \*\*5 százalékos, \*10 százalékos szinten szignifikáns.

A fő magyarázó változókra rátérve, a modell alapján a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt érdemi hatása a fogyasztói árakra. Ez akkor is fennáll, ha külön indikátorváltozót hoztunk létre a kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetésére és megszüntetésére. Az eredmények egybecsengenek *Genakos–Danchev* [2015] eredményeivel. Még abban az esetben sem volt kimutatható érdemi hatás, ha hat hónapos késleltetést használtunk, amikor is a hosszú távú hatásoknak (*Wenzel* [2010]) már meg kellett volna jelenniük.

Ezzel szemben a modern üzletformák és a nemzetközi áruházláncok elterjedésének árcsökkentő hatásokat tulajdonított a modell, amelyben az Aldi-áruházak számát használtuk közelítő változóként. Az Aldi-diszkontok száma az eredmények alapján szignifikánsan csökkentette az országos átlagos fogyasztói árakat három hónap alatt. Egy Aldi-üzlet megnyitása a vizsgált termékek esetén 0,08 százalékponttal mérsékelte a fogyasztói árak növekedését. Tekintve, hogy a vizsgált időszakban az Aldi összesen 126 üzletet nyitott Magyarországon, ennek kumulált árhatása egy nagyjából 10 százalékponttal alacsonyabb élelmiszer-infláció a vizsgált 12 év alatt. Mivel az Aldi terjeszkedése erősen együttmozgott a többi modern élelmiszer-kiskereskedelmi üzletlánc terjeszkedésével (3. táblázat), így ez a hatás vélhetően a modern kiskereskedelmi üzletláncok magyarországi terjeszkedésének kedvező hatását mutatja.

Az eredmények egybecsengenek *Leibtag* [2006] és *Volpe–Lavoie* [2008] eredményeivel is: a szerzők az Egyesült Államok piacán vizsgálták a Wal-Mart terjedésének hatását a fogyasztói árakra. Emellett *Podpiera–Raková* [2009] csehországi adatokon is hasonló nagyságrendű hatást mért. Az eredmények alapján tehát a plázastoptörvény növeli a fogyasztói árakat (pontosabban fogalmazva, gátolja a fogyasztói árak csökkenését), így káros a fogyasztókra nézve.

Végezetül, *Sadun* [2015] brit adatokon végzett empirikus vizsgálatának eredményei alapján az sem tisztázott, hogy a szabályozás kedvező lenne a kisebb boltok számára. Magyarországon is megfigyelhető, hogy a nemzetközi láncok egyre nagyobb mértékben kezdenek terjeszkedni a belvárosban, illetve nyitnak kisebb üzleteket. Ebben különösen is élen jár a Spar. A City Spar szupermarketek kimondottan a forgalmas belvárosi csomópontok környékén helyezkednek el, míg a 2012 szeptemberétől elkezdett franchise-program a kisebb, tradicionális üzletformákban növeli a versenyt. Szintén említést érdemel a Spar express, amely az OMV benzinkutakon jelent meg. Az Aldinál és a Lidlnél is megfigyelhető az egyre jelentősebb belvárosi terjeszkedés, például lakóházak földszintjén lévő kisebb üzletek összenyitásával.

## ÖSSZEFOGLALÁS

Kutatásunk során a kiskereskedelem állami szabályozásának hatásait vizsgáltuk a fogyasztói árakra két nézőpontból. Először nemzetközi összehasonlítást végeztünk OECD-adatok alapján a kiskereskedelmi szabályozás általános hatásainak feltérképezése érdekében. Ezután két konkrét szabályozási lépés – a kötelező vasárnapi

zárva tartás és a plázastoptörvény – hatásait vizsgáltuk a fogyasztói árakra Magyarországon.

Eredményeink alapján a kiskereskedelmi szabályozás szigorítása várhatóan növeli az élelmiszerek inflációját, ilyen módon pedig kedvezőtlen hatással van a fogyasztók jólétére.

A konkrét szabályozási lépések magyarországi elemzése azt mutatja, hogy a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt kimutatható hatása a fogyasztói árakra. Itt azonban érdemes kiemelni, hogy ez a szabályozás mindössze egy évig volt érvényben, így a hosszú távú hatásokról nem tudunk érdemben nyilatkozni. Ezzel szemben a modern üzletformák, ezek közül is leginkább a diszkontok terjedése árcsökkentő hatású. A plázastoptörvény tehát kedvezőtlen hatást gyakorolt a fogyasztói árakra az elmaradt üzletnyitásokon keresztül.

Eredményeink értékelésénél fontos figyelembe venni a kutatás korlátait. A nemzetközi elemzésnél mindössze négy időszak adatait tudtuk figyelembe venni, ráadásul öt éves intervallumokat vizsgáltunk, amelyek alatt akár be is vezethették, majd meg is szüntethették ugyanazt a korlátozást. A hazai elemzés adatbázisa sokkal bővebb volt, ugyanakkor mindössze 17 konkrét termék árfolyamatait elemeztük országosan aggregált szinten. A későbbiekben érdemes lenne üzlettípusonként megbontva is elvégezni az elemzést, hogy a pontos hatások még jobban láthatók legyenek. Emellett érdemes lenne földrajzilag is megbontani az adatbázist, és egy-egy új üzlet megnyitásának hatását vizsgálni a környezetében található többi üzlet árszínvonalára.

## IRODALOM

- BEREZVAI ZOMBOR [2015]: The Pricing Strategies of Hungarian Food Retail Chains during the Last Recession. *Acta Oeconomica*, Vol. 65. No. 3. 393–411. o.
- BLOCH, L. [2012]: Product market regulation, trend inflation and inflation dynamics in the new Keynesian Phillips curve. *Economic Modelling*, Vol. 29. 2058–2070. o.
- CLEMENZ, G. [1990]: Non-Sequential Consumer Search and the Consequences of a Deregulation of Trading Hours. *European Economic Review*, Vol. 34. No. 7. 1323–1337. o.
- DE MEZA, D. [1984]: The Fourth Commandment: Is it Pareto Efficient? *The Economic Journal*, Vol. 94. No. 374. 379–383. o.
- ÉGERT BALÁZS [2016]: Regulation, Institutions, and Productivity: New Macroeconomic Evidence from OECD Countries. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol. 106. No. 5. 109–113. o.
- FLORES, M.–WENZEL, T. [2016]: Shopping Hours and Price Competition with Loyal Consumers. *BE Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 16. No. 1. 393–407. o.
- GENAKOS, C.–DANCHEV, S. [2015]: Evaluating the Impact of Sunday Trading Deregulation. Working Paper, Centre for Economic Performance London School of Economics and Political Science, London.
- HADRI, K. [2000]: Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, Vol. 3. 148–161. o.

- HOFFMAISTER, A. W. [2010]: Barriers to retail competition and prices: evidence from Spain. *Oxford Economic Papers*, Vol. 62. No. 2. 395–416. o.
- HORTAÇSU, A.–SYVERSON, C. [2015]: The Ongoing Evolution of US Retail: A Format Tug-of-War. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 29. No. 4. 89–111. o.
- HOVHANNISYAN, V.–BOZIC, M. [2016]: The effects of retail concentration on retail dairy product prices in the United States. *Journal of Dairy Science*, Vol. 99. No. 6. 4928–4938. o.
- INDERST, R.–IRMEN, A. [2005]: Shopping hours and price competition. *European Economic Review*, Vol. 49. No. 5. 1105–1124. o.
- JUHÁSZ ANIKÓ–SERES ANTAL–STAUDER MÁRTA [2005]: A kereskedelmi koncentráció hatásának egyes kérdései. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 9. sz. 774–94. o.
- KAY, J. A.–MORRIS, C. N. [1987]: The Economic Efficiency of Sunday Trading Restrictions. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. Vol. 36. No. 2. 113–129. o.
- KOSKE, I.–WANNER, I.–BITETTI, R.–BARBIERO, O. [2015]: The 2013 update of the OECD's database on product market regulation. *OECD Economics Department Working Papers*, OECD Publishing, Párizs.
- LEIBTAG, E. [2006]: The Impact of Big-Box Stores on Retail Food Prices and the Consumer Price Index. *United States Department of Agriculture*, Washington.
- LEVIN, A.–LIN C-F.–CHU, C-S. J. [2002]: Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 1–24. o.
- MAICAN, F.–ORTH, M. [2015]: A dynamic analysis of entry regulations and productivity in retail trade. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 40. 67–80. o.
- MARTENS, B. J. [2008]: The Effect of Entry by Wal-Mart Supercenters on Retail Grocery Concentration. *Journal of Food Distribution Research*, Vol. 39. No. 3. 13–28. o.
- MINTEN, B.–REARDON, T. [2008]: Food Prices, Quality, and Quality's Pricing in Supermarkets versus Traditional Markets in Developing Countries. *Review of Agricultural Economics*, Vol. 30. No. 3. 480–490. o.
- MIZIK TAMÁS–TUNYOGINÉ NECHAY VONIKA–VARGA TIBOR (szerk.) [2007]: A mezőgazdasági árképzés elméleti alapjai és hazai gyakorlata. *Agrárgazdasági Tanulmányok*, 2007. 2. sz. Agrárgazdasági Kutató Intézet, Budapest
- OECD [2016]: *OECD Economic Surveys. Hungary 2016*. OECD Publishing, Párizs.
- PODPIERA, J.–RAKOVÁ, M. [2009]: The Price Effects of an Emerging Retail Market. *Eastern European Economics*, Vol. 47. No. 1. 92–105. o.
- REDDY, K. [2012]: Price Effects of Shopping Hours Regulation. Evidence from Germany. *Economic Affairs*, Vol. 32. No. 1. 48–54. o.
- SADUN, R. [2015]: Does Planning Regulation Protect Independent Retailers? *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 97. No. 5. 983–1001. o.
- SCHIVARDI, F.–VIVIANO, E. [2011]: Entry Barriers in Retail Trade. *The Economic Journal*, Vol. 121. No. 551. 145–170. o.
- SHY, O.–STENBACKA, R. [2008]: Price Competition, Business Hours and Shopping Time Flexibility. *The Economic Journal*, Vol. 118. No. 531. 1171–1195. o.
- STIEGERT, K. W.–SHARKEY, T. [2007]: Food Pricing, Competition, and the Emerging Supercenter Format. *Agribusiness*, Vol. 23. No. 3. 295–312. o.
- TANDON, S.–WOOLVERTON, A. E.–LANDES, M. R. [2011]: Analyzing Modern Food Retailing Expansion Drivers in Developing Countries. *Agribusiness*, Vol. 27. No. 3. 327–343. o.

- 
- TANGUAY, G. A.–VALLEE, L.–LANOIE, P. [1995]: Shopping Hours and Price Levels in the Retailing Industry: A Theoretical and Empirical Analysis. *Economic Inquiry*, Vol. 33. No. 3. 516–524. o.
- VOLPE, R. J.–LAVOIE, N. [2008]: The Effect of Wal-Mart Supercenters on Grocery Prices in New England. *Applied Economic Perspectives and Policy*, Vol. 30. No. 1. 4–26. o.
- WENZEL, T. [2010]: Liberalization of Opening Hours with Free Entry. *German Economic Review*, Vol. 11. No.4. 511–526. o.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2002]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge.
- YU, C.–CONNOR, J. M. [2002]: The Price-Concentration Relationship in Grocery Retailing: Retesting Newmark. *Agribusiness*, Vol. 18. No. 4. 413–426. o.