

A kiskereskedelmi szabályozás hatása a fogyasztói árakra

The impact of retail regulation on consumer prices

BEREZVAI ZOMBOR

Budapesti Corvinus Egyetem Gazdálkodástudományi Kar Marketing és Média Intézet,
zombor.berezvai@uni-corvinus.hu

Absztrakt

Kutatásunk célja a kötelező vasárnapi zárva tartás és a nagy alapterületű üzletek nyitását korlátozó szabályozás („plázastop”-törvény) hatásainak elemzése a fogyasztói árakra. Vizsgálatunk során 17 konkrét termék országos fogyasztói átlagárát elemeztük 2006 és 2017 közötti havi adatokon FGLS panel regresszió 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 nemzetközi üzletláncok (kiemelten az Aldi) terjeszkedése szignifikánsan csökkentette a fogyasztói árakat. Ezek alapján az új üzletek nyitását korlátozó szabályozás káros volt a fogyasztókra nézve, hiszen magasabb fogyasztói árakat eredményezett. Eredményeink összhangban vannak hasonló nemzetközi kutatások eredményeivel.

Kulcsszavak: kiskereskedelem, nyitva tartási idő, szabályozás

Köszönetnyilvánítás: Az Emberi Erőforrások Minisztériuma ÚNKP-17-3 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának támogatásával készült.

Abstract

This paper studies the impact of Sunday trade regulation and barriers to entry in retailing on consumer prices in Hungary. We analyzed the monthly price movements of 17 food items on the period 2006-2017 using FGLS panel regression. Our results indicate that the regulation and later deregulation of Sunday trading did not have any significant effect on consumer prices. On the contrary, the spread of the modern store formats and international retail chains (especially Aldi) significantly reduced prices. Based on this result, the entry barriers in retail had an unfavorable effect on consumers materializing in higher prices. Results are in line with prior international literature.

Keywords: retailing, opening hours, regulation

Acknowledgements: Supported by the ÚNKP-17-3 New National Excellence Program of the Ministry of Human Capacities.

1. Bevezetés

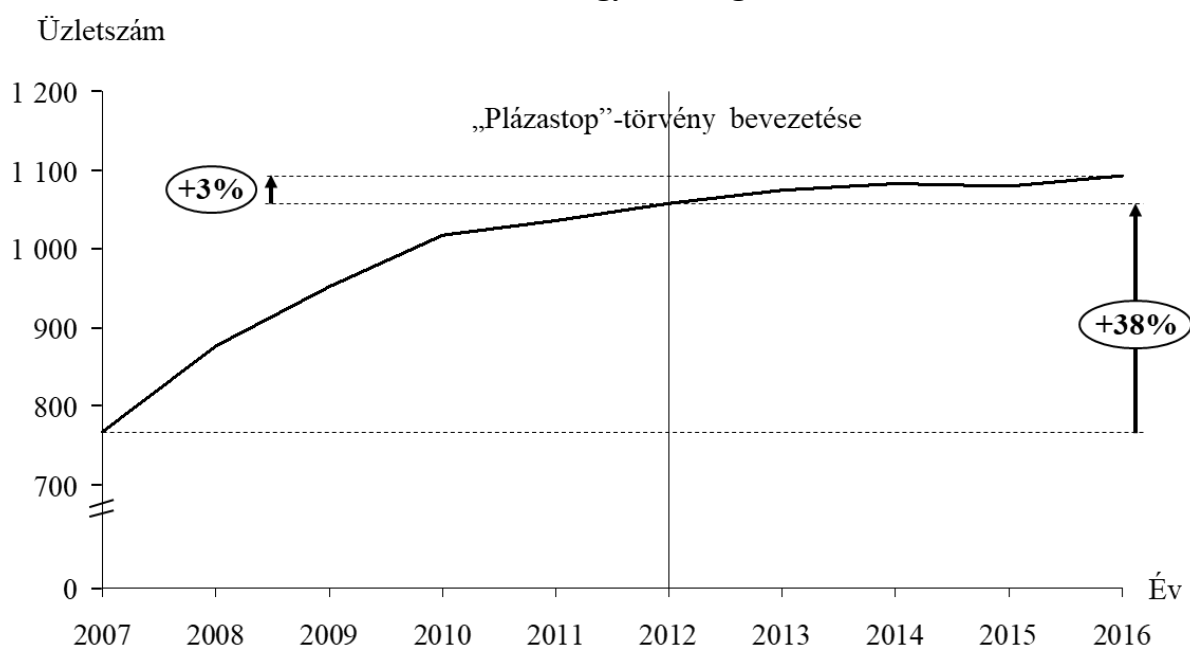
Talán kevés olyan szektor van, amely annyira heterogén, mint a kiskereskedelem. Az egy család által üzemeltetett sarki fűszerestől kezdve a 800 főnek munkát adó hipermarketig nagyon széles a skála. Az ágazatban megtalálhatók az egyéni vállalkozók, a hazai kkv-k és a nemzetközi nagyvállalatok is. A kiskereskedelmi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

A kiskereskedelmi szektor szabályozása a fejlett országok mindegyikében megtalálható, bár jelentősen eltérő mértékben. A szabályzások szükségességét a fogyasztók, a munkavállalók és a környezet védelmével indokolják a legtöbbször, 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 versenyre is. Mindez végső soron lecsapódik a fogyasztói árakban. Tanulmányunk célja e hatások vizsgálata és számszerűsítése két konkrét szabályozás vizsgálatán keresztül, amelyek markánsan érintették a magyarországi élelmiszer-kiskereskedelmet az elmúlt években.

A kormány 2012-ben vezette be a „plázastop”-ként elhíresült szabályozást, amely külön engedélyhez kötötte a 300m²-nél nagyobb alapterületű kiskereskedelmi egységek nyitását. A szabályozás elsősorban a külföldi tulajdonú élelmiszer-kiskereskedelmi láncokat sújtotta, az 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 is, ahol jól látható, hogy 2012 után stagnálás állt be az üzletszám tekintetében. Ez különösen érdekes annak fényében, hogy a válság idején erőteljes növekedés volt tapasztalható.

1. ábra: A modern élelmiszer-kiskereskedelmi üzletláncok összesített üzletszámának alakulása Magyarországon



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

Forrás: Trade Magazin éves toplisták adatai alapján

A második vizsgált szabályozás a 2015 márciusában bevezetett, majd egy évvel később (2016 áprilisában) eltörölt kötelező vasárnapi zárva tartás. Ez még élénkebben érintette a vásárlókat, és heves ellenállást váltott ki. A szabályozás átrendezte a fogyasztók kiadásait (KENESEI et al., 2017), és hatott az üzletek közötti versenyre is, hiszen eggyel kevesebb nap állt rendelkezésre a vásárlásra.

A tanulmány következő fejezetében a releváns nemzetközi szakirodalmat tekintjük át, majd a kutatás adatforrásait és módszertanát ismertetjük. A 4. részben kerül sor az eredmények bemutatására, majd az 5. részben azok értékelésére. A tanulmány egy rövid összeggel zárul.

2. 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 csapásirányát foglaljuk össze.

2.1. A kiskereskedelmi szabályozás és az árak kapcsolata

Minden ország valamilyen szinten szabályozza a kiskereskedelmi tevékenységet, amely kihatással van a szektor versenyhelyzetére is. E szabályozások hatáselemzésére két módszer kínálkozik: (1) empirikus vizsgálat egy adott szabályozás változtatásakor; (2) elméleti (piacszerkezeti vagy játékelméleti) modellek alapján a hatások becslése. 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. ROMAIN et al. (2002) a new yorki tejkereskedelmi piacot elemezve megállapították, hogy a piac deregulációjának hatására a kiskereskedelmi árrés jelentősen csökkent. SCHIVARDI – VIVIANO (2011) olasz adatok alapján szintén azt igazolták, hogy a belépési korlátok növelik a kereskedelmi árrést és a vállalatok alacsonyabb produktivitásával párosulnak. Hasonló eredményre jutott HOFFMAISTER (2010) a spanyol kiskereskedelmi szabályozás hatásainak elemzésekor. Kutatásának alapja az volt, hogy Spanyolországban a nagy alapterületű üzletek nyitásához külön engedélyre van szükség az autonóm régió vezetésétől, és több régió vezetése a helyi kisboltok védelme érdekében kevés ilyen engedélyt adott ki.

A szabályozás kedvezőtlen hatása az árak növekedése, azonban a helyi kisboltok védelme – amely sok esetben validálja a szabályozást – nem feltétlenül valósul meg. SADUN (2015) az Egyesült Királyságban bevezetett piaci 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 a kisebb és jobban a városközpontban elhelyezkedő üzletekre fókuszálni, ezzel pedig közvetlen versenyt teremtve a kisboltoknak.

A nyitva tartási idők szabályozása két ellentétes hatással bír. Egyrészt, a hosszabb nyitva tartás magasabb költségeket jelent (pl. több alkalmazottat). Ezek alapján a nyitva tartási idők liberalizálása árnövelő hatású. WENZEL (2010) Salop-modell alapú elméleti vizsgálata alapján a liberalizálás hosszú távon növeli a fogyasztói árakat és az iparág

koncentrációját. SHY – STENBACKA (2008) szintén elméleti elemzése egybecseng ezzel, a hosszabb ideig nyitva tartó kereskedők magasabb árakat szabnak a piaci egyensúlyban. INDERST – IRMEN (2005) modelljének eredményei szintén áremelkedést mutatnak, azonban ennek oka az üzletek növekvő differenciáltsága, ami csökkenti az árversenyt.

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 alacsonyabb árakat eredményez.

Az elméleti eredményekhez hasonlóan az empirikus vizsgálatok sem mutatnak egységes képet. TANGUAY et al. (1995) eredményei alapján a nagy alapterületű üzletek árszínvonala mintegy 5%-kal nőtt Québecben a nyitva tartási idők deregulálása után. Ugyanakkor REDDY (2012) német adatok alapján az árak csökkenését mutatta ki a 2006-ban és 2007-ben bekövetkezett liberalizáció után. KAY – MORRIS (1987) hasonló eredményre jut brit adatok elemzésekor. Ugyanakkor GENAKOS – DANCHEV (2015) átfogó, 30 európai országot vizsgáló elemzése alapján a kötelező vasárnapi zárva tartás eltörlésének nem volt érdemi hatása az árszínvonalra.

2.2. 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.

A jelentős változások sok kutató figyelmét felkeltették. LEIBTAG (2006) 1998 és 2003 közötti Nielsen adatokon végzett elemzésének eredményei alapján a Wal-Mart és egyéb, folyamatosan alacsony árakat (everyday low prices, EDLP) hirdető üzletláncok elterjedésének hatására a fogyasztók élelmiszerköltségei jelentősen az élelmiszerinfláció mértéke alatt emelkedtek. Ezt erősítik meg VOLPE – LAVOIE (2008) eredményei is, miszerint a Wal-Mart megjelenése 6–7%-kal csökkentette a gyártói márkás termékek árait és 3–8%-kal 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 USA piacon az említett 6 év alatt (LEIBTAG, 2006). A Wal-Mart 2003-ra a legnagyobb élelmiszer-kiskereskedő lett az USA piacon és világszinten is (VOLPE – LAVOIE, 2008).

A változások a fejlődő országokat is elérték. A szupermarketek az 1990-es évektől kezdődően kezdtek elterjedni a fejlődő országokban (MINTEN – REARDON, 2008). Ezek jellegzetessége, hogy az adott országokban igen gyors előretörés mutatkozott az üzletláncok piaci részesedéseinek növekedésében. Ennek okát vizsgálva több következtetésre jutott MINTEN – REARDON (2008). Egyrészt, a külföldi tulajdonú üzletláncok, mivel már egy fejlettebb beszerzési rendszerrel, saját minőségi standardokkal rendelkeztek, így versenyképesebbek voltak a helyi üzletekkel szemben; másrészt pedig egy helyen kínáltak nagy választékban szinte minden feldolgozott terméket, amelyet kényelmi szempontból előnyben részesítettek a fogyasztók. Az ár és nem ár jellegű előnyök közül ugyanakkor a nem ár jellegű előnyök (pl. kényelem, nagyobb választék) dominanciáját mutatta ki TANDON et al. (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 kiszorulásának

következtében. MARTENS (2008) eredményei alapján a Wal-Mart megjelenése szignifikánsan növelte a kiskereskedelem koncentrációját.

A kiskereskedelmi koncentráció és az árak közötti kapcsolatot rengeteg kutató vizsgálta (pl. YU – CONNOR, 2002; STIEGERT – SHARKEY, 2007; HOVHANNISYAN – BOZIC, 2016). Az eredmények alapján kialakult az a konszenzus, hogy a koncentráció növeli az árszínvonalat.

A modern üzletformák tehát két eltérő, egymással ellentétesen ható hatással bírnak a fogyasztói árakra. Egyrészt, hatékonyabb ellátási láncukon 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%-ponttal csökkentette a fogyasztói árak változását 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%-ponttal 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 „plázastop”-törvény fogyasztói szempontú értékelése alapvetően attól függ, hogy a különböző hatások közül melyik lesz a domináns. Amennyiben a modern üzletformák terjedése csökkenti a fogyasztói árakat, úgy kedvezőtlen a szabályozás a lakosságra nézve. Fordított esetben viszont védhetőnek bizonyul. A kérdés eldöntésére azonban empirikus elemzés még nem készült Magyarországon.

2.3. A magyar kiskereskedelmi szektor rövid áttekintése

2016-ban a hazai GDP 4%-át 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%-át foglalkoztatja, emellett pedig sok egyéni vállalkozónak is biztosítja a megélhetést. A szektor specifikussága a helyhez kötöttség, amely a legtöbb szolgáltatásra igaz.

Kutatásunk középpontjában az élelmiszer- és napi cikk kiskereskedelem áll. 2016-ban a Nielsen adatai alapján 1620 milliárd forintot tett ki az élelmiszerek forgalma, amelyek közel kétharmadát a modern, 400m²-nél nagyobb alapterületű üzletek (hipermarketek, szupermarketek és diszkontok) valósították meg.

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.

A külföldi üzletláncok piacra lépésével a koncentráció folyamatosan és jelentősen növekedett a szektorban JUHÁSZ et al. (2005) bemutatták, hogy 1999 és 2003 között a nagyvállalatok részesedése az iparág összes bevételéből 24%-ról 37%-ra emelkedett, míg a mikrovállalatoké 40%-ról 32%-ra esett vissza. Ez a tendencia tovább folytatódott a 2000-es évek második felében is. Míg 2007 év 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%-kal csökkent. Ezzel együtt pedig a nemzetközi láncokhoz tartozó üzletek száma folyamatosan növekedett (1. ábra).

3. Módszertan és adatok

Az élelmiszer-kiskereskedőkre ható szabályozás és a fogyasztói árak kapcsolatát 17 termékcikk havi átlagárának elemzésével vizsgáljuk. A kiválasztott 17 termék⁴³ esetén a havi országos fogyasztói átlagárak a KSH-tól származnak. A bruttó árakat megtisztítottuk az ÁFA-tól, ehhez az 1992. évi LXXIV. törvényt és 2007. évi CXXVII. törvényt, illetve módosításait használtuk.

A termékek (nettó) feldolgozói értékesítési árát az Agrárgazdasági Kutató Intézet Piaci Árinformációs Rendszeréből (AKI PÁIR) töltöttük le. A feldolgozói értékesítési árak a kiskereskedő vállalatok beszerzési árát mutatják, míg a fogyasztói árak az eladási árakat. A két ár közötti különbség a kiskereskedő bruttó árere. Ez szolgál a kiskereskedő költségeinek fedezésére, illetve ez biztosítja az üzletek profitját is. Amennyiben a szabályozás hatására változott a piaci környezet, erősödött vagy csökkent a verseny, úgy ez a bruttó áreren csapódik le.

A különböző termékek eltérő forgási sebessége, illetve a kiskereskedők raktározási politikája, valamint a kiskereskedők és a gyártók közötti szerződéses viszony eltérései következtében a feldolgozói átadási árak változása nem biztos, hogy azonnal megjelenik a kiskereskedő költségváltozásaként. Ezért a modellezés során nem a bruttó árrest használtuk függő változónak, hanem a nettó fogyasztói árát.

Az elemzéshez 2006. január és 2017. december közötti havi adatokat használtunk. Az infláció modellezésének elkerülése érdekében minden adatot a KSH által publikált havi fogyasztói árindexszel defláltunk, ezáltal az egyes termékek reálárának változását vizsgáltuk. Annak érdekében, hogy a 17 termék árfolyamatai összehasonlíthatók legyenek, az adatsorokat elosztottuk a termékek átlagárával (FERTŐ – BAKUCS, 2009). Mivel a feldolgozói értékesítési árak összefüggnek a fogyasztói árakkal, így egyazon termék fogyasztói és feldolgozói átadási árát ugyanúgy a fogyasztói ár átlagával normalizáltuk.

A kutatás során két szabályozási elem hatását számszerűsítettük. Egyrészt, a 2012-ben bevezetett „plázastop”-ot, másrészt, a 2015 és 2016 között létező kötelező vasárnapi zárva tartást. A „plázastop”-törvény célja a 300m², később 400m² 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 szuper- és hipermarketek számát használtuk magyarázó változóként. A modern üzletláncok üzletszáma azonban historikusan nem elérhető. A Trade Magazin által publikált kereskedelmi toplista is csak éves adatokat tartalmaz. A KSH által közzétett belkereskedelmi egységek száma szintén csak féléves bontásban érhető el. Ezért proxyváltozóként az Aldi diszkontok számát használtuk, amelynek havi alakulását az Aldi Magyarország Élelmiszer Bt. bocsátotta rendelkezésünkre. Az Aldi üzletek száma erős korrelációt mutat mind a KSH által publikált hipermarketek számával, mind a Trade Magazin éves adataival (1. táblázat).

⁴³ Finomliszt, rétesliszt, étolaj, 2,8%-os friss/ESL tej, tartós tej, 20%-os tejföl, kefir, teavaj, túró, natúr vajkrém, gyümölcsjoghurt, tojás, pulykamell, csirkecomb, sertéscomb, sertéskaraj, sertésstarja.

1. táblázat: Az egyes hazai üzletláncok üzletszámának korrelációja az Aldi üzletszámával

Üzletlánc/üzletcsoport	Időszak, gyakoriság	Korreláció értéke
Tesco	2007–2016, éves	0,894
Auchan	2007–2016, éves	0,839
Interspar	2007–2016, éves	0,907
Hipermarketek összesen	2007. dec.–2017. jún., féléves	0,857
Spar	2007–2016, éves	0,704
Penny Market	2007–2016, éves	0,975
Lidl	2007–2016, éves	0,965
Modern üzletek összesen	2007–2016, éves	0,974

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

A kötelező vasárnapi zárva tartását hatását dummy változóval kódoltuk. Elsőként egy dummy változót használtunk, amely 1 értéket vett fel azokban a hónapokban, amikor az üzletek számára kötelező volt a vasárnapi zárva tartás és 0-t egyébként. Azonban ez azt feltételezi, hogy a korlátozás megszűnése után a korlátozás előtti állapot állt vissza. Ez esetenként túl megszorító lehet, például KENESEI et al. (2017) is azt találták, hogy a korlátozás előtt és után eltért a fogyasztók kereslete. Emiatt két dummy-t 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 árrésére. Egyrészt, alacsonyabb jövedelem esetén a fogyasztók árérzékenysége megnőhet, ilyenkor az egyes üzletláncok árazási stratégiája kiemelt tényezővé lép elő. A 2008-2009-es válság idején az üzletláncok alacsony árakat és aktív promóciós (főként árpromóciós) aktivitást mutattak (BEREZVAI, 2015), amely negatívan hatott az árrésükre. Másrészt, a magasabb bérek magasabb költségeket jelentenek a kiskereskedőnek, aki így kénytelen magasabb árréssel operálni. Az elmúlt időszakban jelentkező munkaerőhiány jelentős fizetésemeléseket eredményezett a kiskereskedelmi szektorban (csakúgy, mint más iparágakban is), és ez növelhette az árrést.

Az adatok panel struktúrát követnek, azonban a szokásostól eltérően kevés egységet (17 terméket) figyeltünk meg hosszú időn (144 hónapon) át. Ezért a hagyományos panel modellek (pl. véletlenhatás vagy fixhatás becslés, dinamikus panel modellek) nem feltétlenül alkalmazhatók.

Első lépésként az áradatsorok stacionaritását teszteltük. A Levin-Lin-Chu és a Hadri LM tesztek is azt mutatták, hogy mind a fogyasztói, mind a feldolgozó áradási árak (deflált) idősorai egységgyököt tartalmaznak. A differenciált adatsorok azonban már stacionerek, ezért a továbbiakban ezeket elemeztük a hamis regresszió elkerülése érdekében.

A differenciált adatsorok elemzésénél figyelembe kell venni az adatokban rejlő potenciális autokorrelációt, illetve az egyes termékek árai közötti keresztmetszeti kapcsolatot. Az időben klasztereződő sokkok (pl. a pénzügyi válság vagy az élelmiszer alapanyagok globális áremelkedése) ugyanis egyszerre hathatnak minden termékre, ezáltal a keresztmetszeti hibatarok közötti korrelációt eredményeznek.

Az elemzés során FGLS becslést alkalmaztunk. Hasonlóan TANGUAY et al. (1995) elemzéséhez, a keresztmetszeti hibataroknál heteroszkedaszticitást és korrelációt is megengedtünk, a hibatarok autokorrelációjánál pedig termékenként eltérő autokorrelációkat becsültünk. A becslés előfeltétele a magyarázó változók szigorú exogenitása (WOOLDRIDGE, 2002), amely véleményünk szerint teljesül a modellbe bevont változók esetén.

A hatékony marketing – EMOK 2018 Nemzetközi Tudományos Konferencia konferenciakötete

4. Eredmények

A regressziós becslés eredményeit a 2. táblázat tartalmazza. A feldolgozó áradási árak, az Aldi üzletek száma és a vasárnapi zárva tartás esetén is maximum 3 hónap (egy negyedév) késleltetést engedünk meg. A 2. táblázat (1) oszlopa az így kapott eredményeket mutatja. Az 5%-on nem szignifikáns változókat lépésenként eliminálva kaptuk a (2) oszlopot.

2. táblázat: Becslési eredmények.

Megnevezés	Normalizált fogyasztói ár változása	
	(1)	(2)
Normalizált feldolgozó áradási ár változása t -ben	0,2527*** (0,0126)	0,2526*** (0,0126)
Normalizált feldolgozó áradási ár változása ($t - 1$)-ben	0,2716*** (0,0127)	0,2720*** (0,0127)
Normalizált feldolgozó áradási ár változása ($t - 2$)-ben	0,1146*** (0,0130)	0,1144*** (0,0130)
Normalizált feldolgozó áradási ár változása ($t - 3$)-ban	0,0466*** (0,0131)	0,0459*** (0,0130)
Aldi üzletszámának változása t -ben	0,0002 (0,0004)	-
Aldi üzletszámának változása ($t - 1$)-ben	-0,0000 (0,0004)	-
Aldi üzletszámának változása ($t - 2$)-ben	0,0001 (0,0004)	-
Aldi üzletszámának változása ($t - 3$)-ban	-0,0008** (0,0004)	-0,0007** (0,0003)
Vasárnapi kötelező zárva tartás szabályozás változása t -ben	-0,0000 (0,0037)	-
Vasárnapi kötelező zárva tartás szabályozás változása ($t - 1$)-ben	-0,0010 (0,0037)	-
Vasárnapi kötelező zárva tartás szabályozás változása ($t - 2$)-ben	0,0013 (0,0037)	-
Vasárnapi kötelező zárva tartás szabályozás változása ($t - 3$)-ban	0,0017 (0,0037)	-
Nettó átlagjövedelem változása	0,0406** (0,0171)	0,0404** (0,0169)
N	2380	2380
R^2	0,4272	0,4271

Megjegyzés: FGLS regresszió keresztmetszetben heteroszkedasztikus és korrelált, illetve termékenként autokorrelált hibatagokkal. Minden regresszió tartalmazott konstans, hónap és év dummy-kat. Zárójelben a standard hibák.

*** szignifikancia $< 0,01$; ** szignifikancia $< 0,05$; * szignifikancia $< 0,1$

Az eredmények alapján a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt hatása az árváltozásokra. Ez akkor is fennáll, ha külön dummy változót hoztunk létre a kötelező vasárnapi zárva tartás bevezetésére és megszüntetésére.

Ezzel szemben az Aldi jelenléte 3 hónap késleltetéssel szignifikánsan csökkentette a fogyasztói árakat. Egy Aldi üzlet megnyitása a vizsgált termékek esetén az átlagár 0,07%-ával mérsékelte a fogyasztói árak emelkedését.

Emellett az átlagjövedelem növekedése is hatással volt az árakra. A vártnak megfelelően itt pozitív hatást identifikáltunk. A nettó átlagjövedelem 1%-os változása az átlagár 0,04%-ával emelte meg a fogyasztói árakat.

Végezetül, a feldolgozó értékesítési árak változása az eredmények alapján nem jelenik meg teljes mértékben a fogyasztói árakban (az áthárítási paraméter értéke 0,6849). Ennek oka vélhetően az, hogy a kereskedők simítják az ármozgásokat. Ezt támasztja alá, hogy a feldolgozó értékesítési árak relatív szórása (0,1548) lényegesen magasabb a fogyasztói árak relatív szórásánál (0,0907).

5. Következtetések és javaslatok

Eredményeink alapján a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt hatása a fogyasztói árakra. Ez egybecseng GENAKOS – DANCHEV (2015) eredményeivel. Ugyanakkor mivel Magyarországon mindössze egy évig volt érvényben a szabályozás, ez tekinthető akár rövid távúnak is. A nyitva tartási idő szabályozása rövid távon pedig nem hat a fogyasztói árakra WENZEL (2010) elméleti előrejelzései alapján, viszont hosszabb távon árcsökkentő hatása van. Fontos viszont megjegyezni, hogy más elméleti modellek (pl. CLEMENZ, 1990) más eredményeket jeleznek előre.

Ezzel szemben a modern üzletformák és nemzetközi áruházláncok elterjedésének árcsökkentő hatásai vannak. Modellünkben az Aldi áruházak számának növekedése szignifikánsan csökkentette az országos átlagos fogyasztói árakat 3 hónap alatt. Tekintve, hogy a vizsgált időszakban az Aldi összesen 129 üzletet nyitott Magyarországon, ennek kumulált árhatása egy nagyjából 9,6%-os reálárscsökkenés a vizsgált 12 év alatt. Ez egybecseng LEIBTAG (2006) és VOLPE – LAVOIE (2008) eredményeivel, akik az USA 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 „plázastop”-törvény hatása káros a fogyasztók számára, hiszen növeli a fogyasztói árakat (pontosabban fogalmazva, gátolja a fogyasztói árak csökkenését).

Másrészt, SADUN (2015) brit adatokon végzett empirikus vizsgálatának eredményei alapján az sem tisztázott, hogy a szabályozás kedvező lenne a kisebb boltok számára. Itthon 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 kimondottan a kisebb, tradicionális üzletformákban növeli a versenyt. Szintén említést érdemel a Spar express, amely az OMV benzinkutakon jelent meg. Az Aldi és a Lidl esetén is megfigyelhető az egyre jelentősebb belvárosi terjeszkedés, például lakóházak földszintjén lévő kisebb üzletek összenyitásával.

6. Összefoglalás

Kutatásunk során a kiskereskedelemre ható szabályozás, pontosabban a kötelező vasárnapi zárva tartás és a „plázastop”-törvény hatásait vizsgáltuk a fogyasztói árakra. Egy 12 év hosszúságú panel adatbázis alapján 17 konkrét termék árfolyamatait elemeztük FGLS panel modellel.

Eredményeink alapján a kötelező vasárnapi zárva tartásnak nem volt 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.

A hatékony marketing – EMOK 2018 Nemzetközi Tudományos Konferencia konferenciakötete

Ezzel szemben a modern üzletformák terjedése árcsökkenő hatású, így a „plázastop”-törvény kedvezőtlen hatást gyakorolt a fogyasztói árakra az elmaradt üzletnyitásokon keresztül.

Eredményeink értékelésénél fontos figyelembe venni a kutatás korlátait. Egyrészt, 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 difference-in-difference technikával vizsgálni egy új üzlet megnyitásának hatásait a környezetében található többi üzlet árszínvonalára.

Irodalomjegyzék

Berezvai, Z. (2015): The Pricing Strategies of Hungarian Food Retail Chains during the Last Recession. *Acta Oeconomica*. 65 (3) 393-411.

Clemenz, G. (1990): Non-Sequential Consumer Search and the Consequences of a Deregulation of Trading Hours. *European Economic Review*. 34 (7) 1323-1337.

de Meza, D. (1984): The Fourth Commandment: Is it Pareto Efficient? *The Economic Journal*. 94 (374) 379-383.

Fertő I. – Bakucs L. Z. (2009): Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása a tejtermékek piacán. *Közgazdasági Szemle*. 56 (7) 634-647.

Genakos, C. – Danchev, S. (2015): Evaluating the Impact of Sunday Trading Deregulation. Centre for Economic Performance London School of Economics and Political Science, London.

Hoffmaister, A. W. (2010): Barriers to retail competition and prices: evidence from Spain. *Oxford Economic Papers*. 62 (2) 395-416.

Hortaçsu, A. – Syverson, C. (2015): The Ongoing Evolution of US Retail: A Format Tug-of-War. *The Journal of Economic Perspectives*. 29 (4) 89-111.

Hovhannisyan, V. – Bozic, M. (2016): The effects of retail concentration on retail dairy product prices in the United States. *Journal of Dairy Science*. 99 (6) 4928-4938.

Inderst, R. – Irmen, A. (2005): Shopping hours and price competition. *European Economic Review*. 49 (5) 1105-1124.

Juhász, A. – Seres A. – Stauder M. (2005): A kereskedelmi koncentráció hatásának egyes kérdései. *Közgazdasági Szemle*. 52 (9) 774-94

Kay, J. A. – Morris, C. N. (1987): The Economic Efficiency of Sunday Trading Restrictions. *The Journal of Industrial Economics*. 36 (2) 113-129.

Kenesei Zs. – Neulinger Á. – Keresztély T. (2017): A vasárnapi zárva tartás befolyása a háztartások fogyasztására. In: Bányai E. – Lányi B. – Töröcsik M. (szerk.): *Tükröződés*,

A hatékony marketing – EMOK 2018 Nemzetközi Tudományos Konferencia konferenciakötete

társtudományok, trendek, fogyasztás. Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar, Pécs, 259-268.

Leibtag, E. (2006): The Impact of Big-Box Stores on Retail Food Prices and the Consumer Price Index. United States Department of Agriculture, Washington.

Martens, B. J. (2008): The Effect of Entry by Wal-Mart Supercenters on Retail Grocery Concentration. *Journal of Food Distribution Research*. 39 (3) 13-28.

Minten, B. – Reardon, T. (2008): Food Prices, Quality, and Quality's Pricing in Supermarkets versus Traditional Markets in Developing Countries. *Review of Agricultural Economics*. 30 (3) 480-490.

OECD (2016): OECD Economic Surveys: Hungary 2016. OECD Publishing, Paris.

Podpiera, J. – Raková, M. (2009): The Price Effects of an Emerging Retail Market. *Eastern European Economics*. 47 (1) 92-105.

Reddy, K. (2012): Price Effects of Shopping Hours Regulation: Evidence from Germany. *Economic Affairs*. 32 (1) 48-54.

Romain, R. – Doyon, M. – Frigon, M. (2002): Effects of State Regulations on Marketing Margins and Price Transmission Asymmetry: Evidence from the New York City and Upstate New York Fluid Milk Markets. *Agribusiness*. 18 (3) 301-315.

Sadun, R. (2015): Does Planning Regulation Protect Independent Retailers? *The Review of Economics and Statistics*. 97 (5) 983-1001.

Schivardi, F. – Viviano, E. (2011): Entry Barriers in Retail Trade. *The Economic Journal*. 121 (551) 145-170.

Shy, O. – Stenbacka, R. (2008): Price Competition, Business Hours and Shopping Time Flexibility. *The Economic Journal*. 118 (531) 1171-1195.

Stiegert, K. W. – Sharkey, T. (2007): Food Pricing, Competition, and the Emerging Supercenter Format. *Agribusiness*, 23 (3) 295-312.

Tandon, S. – Woolverton, A. E. – Landes, M. R. (2011): Analyzing Modern Food Retailing Expansion Drivers in Developing Countries. *Agribusiness*. 27 (3) 327-343.

Tanguay, G. A. – Vallee, L. – Lanoie, P. (1995): Shopping Hours and Price Levels in the Retailing Industry: A Theoretical and Empirical Analysis. *Economic Inquiry*. 33 (3) 516-524.

Volpe, R. J. III – Lavoie, N. (2008): The Effect of Wal-Mart Supercenters on Grocery Prices in New England. *Applied Economic Perspectives and Policy*. 30 (1) 4-26.

Wenzel, T. (2010): Liberalization of Opening Hours with Free Entry. *German Economic Review*. 11 (4) 511-526.

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*. 18 (4) 413-426.