

KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXIV. ÉVF., 2017. MÁRCIUS (267–284. o.)

FARKAS RICHÁRD

Empirikus reakciógörbe-becslés a magyar kiskereskedelmi benzinpiacon

Tanulmányunk az árak és a piaci struktúra tényezői közötti kapcsolatot vizsgálja a magyar kiskereskedelmi benzinpiacon. A szakirodalom alapján olyan modelleket építettünk, amelyek a töltőállomások által alkalmazott kiskereskedelmi árresek, valamint a koncentráció és a kútjellemzők között teremtenek kapcsolatot. Két évet felölelő, heti bontású országos adatbázist használtunk, középpontba helyezve a 95-ös oktánszámú benzin adatait. Bővítve az említett modelleket, térökonometriai eszközök segítségével a közvetlen kapcsolatot is megbecsültük adott töltőállomások és versenytársaik között. Eredményeink szerint a kiskereskedelmi árresek pozitív módon függenek a termékek és a benzinkutak jellemzőitől, negatív módon a verseny erősségétől, s ezen túlmenően pozitív kapcsolatban állnak a szomszédos versenytárs kutak ármeghatározásaival. Eredményeink megfelelnek az elméleti várakozásoknak és a korábbi empirikus vizsgálatoknak.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C21, D43, L11, L13.

Elméleti háttér

A piacelmélet empirikus vizsgálatának egyik központi témája az árak alakulása. A problémakör nem csupán elméleti szempontból kiemelkedő – hiszen az iparágak egyik legmeghatározóbb jellemzőjéről van szó –, az empirikus elemzésekből számos következtetés vonható le, amelyek jól hasznosíthatók a versenyszabályozási ajánlások megfogalmazásakor. E téren az üzemanyagpiacok iránt különös az érdeklődés, mert az adatok viszonylagosan jól hozzáférhetők, valamint a forgalmazott termékek majdnem teljesen homogének. Az ilyen típusú piacokon egészen pontosan tesztelhetők a különböző elméletek következtetései.

* Köszönet illeti a jelen munka elkészültéhez nyújtott tanácsaikért és támogatásukért *Barancsik Jánost* és *Varga Attilát*, segítségéért *Abaliget Galluszt*, értékes gondolataikért a két anonim lektort, valamint anyagi támogatásáért a Pallas Athéné Domus Scientiae Alapítványt.

Farkas Richárd PhD-hallgató, Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: farkasr@ktk.pte.hu).

A kézirat első változata 2016. július 1-jén érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2017.3.267>

Az árversennyel kapcsolatos kérdések kutatása igen régre nyúlik vissza. Az empirikus vizsgálatokat megalapozó elméleti alapmodell *Bertrand* [1883] nyomán már a 19. században napvilágot látott. Térbeli megközelítéseket ugyan még nem tartalmazott, de az árak viselkedésével kapcsolatban kiemelkedő fontosságú összefüggésekre világított rá.

A térbeli árverseny *Hotelling* [1929]-féle modelljének megjelenésével a távolság középponti szerepet kapott. A lineáris megközelítést *Salop* [1979] körmodellje fejlesztette tovább. Ezek az elméleti modellek alapokat szolgáltatnak a későbbi empirikus vizsgálatokhoz, amelyek napjainkban is a piacelmélet empirikus elemzéseinek fő érdeklődési körébe tartoznak.

E modellek keretei között vizsgálta *Clemenzen-Gugler* [2006] a benzinkutak közötti interakciókat. A szerzők a töltőállomások térbeli elhelyezkedését, valamint árazási döntéseit igyekeztek megfigyelni, hasonlóan *Avgousti* [2010] elemzéséhez. *Békés és szerzőtársai* [2011], hangsúlyozva, hogy az említett kutatások bizonyítékot szolgáltatnak a benzinpiacon az árak elsődleges stratégiai mivoltára, további érveket sorakoztatott fel a kérdés vizsgálatának fontossága mellett.

Természetesen az árak meghatározódása nem csupán a versenynek és a térbeli elhelyezkedésnek tudható be. *Netz-Taylor* [2002] az árak alakulása és a termékek minősége között kereste a kapcsolatot. Empirikus vizsgálatába a benzinkutak és a termékek jellemzőit is bevonta, így sikerült megmutatnia, hogy a minőségbeli különbségek kulcsfontosságúak még egy olyan homogénnek tűnő termék esetében is, mint amilyen az üzemanyag.

Kapcsolódva a fenti, illetve napjaink vizsgálataihoz, kutatásunk középpontjában az áll, hogy mely tényezők és milyen mértékben befolyásolják a kiskereskedelmi szegmens árazási döntéseit a magyar üzemanyagpiacon. Kiemelt figyelmet kívánunk fordítani a versenytársak árral kapcsolatos döntéseire.

A témában úttörő *Slade* [1992] munkája, amelyet a későbbiek során *Pinkse és szerzőtársai* [2000] általánosított. Mindkét tanulmány empirikus elemzése az alábbi elméleti megközelítésre épül. Az árak az

$$\text{Ár} = f(\text{költségek, termékkarakterisztika, versenytársak árazása}) \quad (1)$$

egyenlet szerint alakulnak. A szerzők ez alapján mutatják be a reakciógörbék matematikai levezetését, s bizonyítják empirikusan is az összefüggéseket. Természetesen az árak alkalmazása helyett az árrések (a kiskereskedelmi és a nagykereskedelmi ár különbsége) vizsgálata is lehetséges, ami ökonometriai szempontból is sokkal alkalmasabb, hiszen az árrések idősora szinte minden esetben stacionernek tekinthető. Másrészt elméleti szempontból is jelentős az árrések tanulmányozása, hiszen a piaci struktúra jellemzőire következtethetünk viselkedésükből.

A magyar kiskereskedelmi benzinpiacra vonatkozó vizsgálatot tartalmaz *Farkas és szerzőtársai* [2009]. A szerzők az árak és a koncentráció kapcsolatát helyezték középpontba. Munkájukban nemcsak a szektor kiemelkedő leírását adták meg, hanem egy alapos ár-koncentráció elemzést is. Rámutattak, hogy az ilyen jellegű elemzések általában kétféle típusú összefüggés vizsgálata során keresnek válaszokat a fenti kérdéssel kapcsolatban. Az egyik az

$$\text{Ár} = f(\text{koncentráció, kontrollváltozók}) \quad (2)$$

egyenlet szerint alakul, míg a másik az

$$\text{Árrés} = f(\text{koncentráció, kontrollváltozók}) \quad (3)$$

egyenlettel írható le. A kettő természetesen nagyon hasonló egymáshoz, a különbség csupán a függő változóban lelhető fel. Mivel az empirikus piacelméleti modellek általában az árrésekre vonatkoznak, valamint az árak időSORA általában nem stacioner – ellentétben az árrések időSORÁVAL –, a szerzők a (3) összefüggést alkalmazták empirikus vizsgálatukhoz.

Ugyanez az összefüggés tekinthető *Csorba és szerzőtársai* [2011] alapmodelljének is, amely a kiskereskedelmi piacon történő összefonódások árakra gyakorolt hatásait vizsgálta. Eredményeik szerint a 2006–2008 közötti fúziók nem fejtettek ki szignifikáns hatást az árak tekintetében.

Jelen tanulmányunkban – követve az eddigi kutatásokat – szintén a (3) összefüggés alapján vizsgálódunk, igyekszünk azt további szempontok szerint módosítani. *Békés és szerzőtársai* [2011] megközelítése szerint az árak és a területi kapcsolatok leírhatók a (3) egyenlet következő bővítésével:

$$\text{Árrés} = f(\text{kútjellemzők, koncentráció, kistérségi keresleti tényezők, kontrollváltozók}). \quad (4)$$

Eredményeik szerint a töltőállomások kisebb árrést alkalmaznak a magasabb jövedelmű és nagyobb népsűrűségű területeken. Ennek oka, hogy e területeken két hatás jelentkezik. Egyrészt egy keresleti hatás, amely az árrések növekedését okozza, másrészt egy versenyhatás, amely csökkenti az árrések mértékét. A versenyhatás erősebb a keresleti hatáznál, így e területeken a benzinkutak alacsonyabb árréseket alkalmaznak. A szerzők empirikusan bizonyították az árrések és egyéb földrajzi tényezők kapcsolatát is.

Munkánkban a *Békés és szerzőtársai* [2011] által felhasznált alapmodellt kívánjuk átdolgozni oly módon, hogy alkalmas elemzési keretet adjon a benzinkutak egymás közötti interakcióinak elemzésére. Segítségül hívjuk továbbá a *Pennerstorfer* [2008] tanulmányt, amelyben a szerző térökonometriai eszközök segítségével megvizsgálta, hogy Ausztriában a kiskereskedelmi benzínárakra milyen hatással van az, ha a benzinkút nem tartozik nagyobb láncokhoz. Eredményei szerint ezek a vállalatok szignifikánsan hatnak a versenyre. Kutatásunk során a magyar kiskereskedelmi benzínpiacon kísérünk meg empirikus reakciógörbéket becsülni. A *Békés és szerzőtársai* [2011] által alkalmazott (4) összefüggés módosítására építjük modellünket:

$$\text{Árrés} = f(\text{versenyársak árrései, kútjellemzők, koncentráció, keresleti tényezők, kontrollváltozók}). \quad (5)$$

Az (5) reakciógörbe empirikus becsléséhez a többek között *Pennerstorfer* [2008] által is alkalmazott térökonometriai modellek megfelelő keretet nyújthatnak. Legyen W egy sorok szerint standardizált térbeli súlymátrix,¹ ekkor a térbeli késleltetés² modellje a következőképpen írható fel (*Anselin–Rey* [1991]):

¹ A térbeli súlymátrixok felépítéséről, valamint a térökonometriában használatos alapvető modelltípusok (térbeli késleltetés, térbeli hiba-autokorreláció stb.) összefoglalásáról magyar nyelven jelent meg *Varga* [2002] munkája.

² A térbeli késleltetés modelljét (*Spatial Autoregressiv Model, SAR*) a szakirodalom SAR-modellként is emlegeti.

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \beta \mathbf{X} + \mathbf{u}, \quad (6)$$

ahol \mathbf{y} a magyarázott változók vektora, $\rho \mathbf{W}\mathbf{y}$ a magyarázott változó térbeli késleltetése, \mathbf{X} a magyarázó és a kontrollváltozók mátrixa, \mathbf{u} pedig a hibatagok vektora.

Ha a térbeli késleltetés modelljét az általunk elemzett problémakörre alkalmazzuk, jól látható, hogy a (6) összefüggés kiválóan alkalmas az (5) egyenlet becslésére. Független változóként a kiskereskedelmi árrest alkalmaztuk, a \mathbf{W} súlymátrix az i -edik benzinkút versenytársait tartalmazza, a ρ együttható értékéből így következtethetünk a versenytársak által alkalmazott árresekre történő reakcióra. Eközben természetesen szem előtt tartva a többi magyarázó változó hatását, amelyet a β vektor elemei mutatnak meg.

Adatok

Vizsgálatunk alapadatait a magyarországi benzinkutakról – az MTA KTI OTKA-kutatása által gyűjtött és a KSH területi statisztikai – országos adatállományokból állítottuk össze.³ Heti bontásban – a 2006. október 6. és 2008. december 19. közötti 136 hétből – 103 hét megfigyelési találhatók meg benne 1364 benzinkútról.⁴ Az 1364 benzinkútból 925-nek van a teljes időperiódusra megfigyelési sora, de csak 912 kutat emeltünk a vizsgálati körbe, mert 13 töltőállomást kihagytunk adathiány miatt.⁵ A mintába került benzinkutakra vonatkozó kiskereskedelmi áradataknak kevesebb mint 10 százaléka hiányzik. Vizsgálatunkba a töltőállomások 95-ös oktánszámú benzínre vonatkozó kiskereskedelmi árait vontuk be. Tehát azt a 452 állomást,⁶ amelyek nem elégítették ki az 5. lábgyezetbeli két feltételt, a regressziós vizsgálatoknál nem vettük figyelembe.

A mintába kerülő benzinkutak esetében mind a kiskereskedelmi árakra, mind a töltőállomások karakterisztikáját leíró kétértékű változókra vonatkozó hiányzó adatokat – ahol ilyenek előfordultak – megbecsültük. A kiskereskedelmi árak esetében az egyes benzinkutak különálló idősoraira úgynevezett harmadfokú *spline* interpoláció segítségével polinomokat illesztettünk (*Rappai* [2014]), és a hiányzó adatokat pótoltuk. A karakterisztikában foglalt hiányzó kétértékű

³ Az adatok az MTA-nak A magyar üzemanyagpiac árképzési és versenymodelljének vizsgálata című OTKA-kutatása adatbázisából álltak rendelkezésünkre. A települési szintű adatokat a Központi Statisztikai Hivatal településstatisztikai adatbázisrendszeréből (T-STAR) csatoltuk adatállományunkhoz a lehető legpontosabban, az időbeli változásokat is követve.

⁴ A töltőállomások számának kérdése meglehetősen érdekes, hiszen a Gazdasági Versenyhivatal 2008-as, az OECD számára készített jelentésében azt írja, hogy a megjelölt időszakban körülbelül 1300 működő benzinkút volt hazánkban (*OECD* [2008]). Az eltérés oka, hogy az adatállomány tartalmaz olyan benzinkutakat is, amelyek valószínűsíthetően a megfigyelési időszak alatt léptek be a piacra, illetve léptek ki onnan; emellett az eltérés hiányzó adatsoroknak tudható be.

⁵ A hiányos adatok előfordulásának két alapvető okával küzd az adatállomány: 1. az adott hétre vonatkozóan nem áll rendelkezésre megfigyelés az adott benzinkútra, 2. a megfigyelési sor rendelkezésre áll ugyan, de az adatai hiányosak.

⁶ A vizsgálatból kihagyott benzinkutak torzító hatása csekélynek tekinthető, mivel véletlenszerűen helyezkednek el, koncentrációs jellemzőjük nem azonosítható.

változók előállításánál ugyanakkor logisztikus becslőfüggvényt⁷ hívtunk segítségül (*Gelman–Hill* [2006]). A modellillesztések elvégzésével és a hiányzó adatok becslésével így egy országos, erősen kiegyensúlyozott panel-adatállomány is rendelkezésünkre állt. Az adatok leíró statisztikája – a későbbi becslési eljárásoknak megfelelően csoportosítva – mind az eredeti, mind az interpolált adatok esetében megtalálható a *Függelék F1. táblázatában*.

Empirikus modellek és eredmények

A (4) összefüggés becslését a következőkben többféleképpen is elvégeztük. Az általunk választott függő változó a szakirodalomban is gyakran alkalmazott kiskereskedelmi árres, ⁸ amelyet a szokásoknak megfelelően a kiskereskedelmi ár és a nagykereskedelmi ár különbségével közelítünk, s a becslések során – követve a szakirodalom megelőző vizsgálatait – logaritmizálunk.⁹

Független változóink (lásd a *Függelék F2–F5. táblázatát*) között elsőként a kútjellemzők, valamint a keresletet és a piaci koncentrációt leíró változók találhatók meg. A kutak jellemzőit kétértékű változókkal szerepeltettük: a benzinkút autópálya mellett fekszik-e, működtet-e boltot, van-e pontgyűjtő rendszere, van-e bankautomata az adott kútnál, illetve rendelkezik-e melegétel-vásárlási lehetőséggel (étterem, kávézó stb.). Ahogy látható, e változók bevonásával különböző vetületű szolgáltatások hatását igyekeztünk kiszűrni. Ennek megfelelően például az autópálya kétértékű változója az elhelyezkedésre kontrollál, míg a pontgyűjtő lehetőség az árdiszkriminációhoz kapcsolódó szolgáltatásokat igyekszik figyelembe venni, és így tovább.

A keresleti tényezők során – követve a *Farkas és szerzőtársai* [2009] és a *Békés és szerzőtársai* [2011] tanulmányt – a népsűrűségi, a jövedelmi és más keresleti tényezők hatását igyekeztünk kiszűrni. *Békés és szerzőtársai* [2011] nyomán a népsűrűség és a jövedelem keresleti tényezői mellett a kínálati hatásokat a településen található vállalatok számával kívántuk megragadni. Mi azonban további keresleti hatásként az adott településen a szállítási és logisztikai iparágban működő vállalatok arányát¹⁰ vontuk be a vizsgálati körbe.

Szintén az említett munkák modelljeit követve alkalmaztunk piaci koncentrációs kontrollváltozókat is, hiszen nem kérdéses a kiskereskedelmi árakra gyakorolt hatásuk, ahogy már korábban is láthattuk. Ennek fényében kontrollváltozóként az adott kistérségben található, nagyobb láncokhoz tartozó versenytárs benzinkutak számát használtuk, valamint az egy kilométeres körzetben található

⁷ E becslés során csak a benzinkút jellemzőit (karakterisztikáját és esetleges valamely lánchoz tartozását) használtuk fel, az árak, illetve az adott település keresleti és kínálati jellemzőit nem.

⁸ Az árreszek tekintetében a modellspecifikáció során kiderült, hogy esetünkben is stacionernek tekinthető az árreszek idősora, amelyet kibővített Dickey–Fuller-próbával (*Augmented Dickey–Fuller test, ADF*) ellenőriztünk. Az árreszek idősorai továbbá nem tartalmaznak sem kisebb frekvenciájú periodicitást, sem szezonalitást.

⁹ A szakirodalmi eljárások követése mellett a *Függelék F2–F5. táblázatainak* leíró statisztikái mellett az árreszek hisztogramjait is közöljük.

¹⁰ *Békés és szerzőtársai* [2011] az 500 főnél több alkalmazottat foglalkoztató cégek arányát használja.

töltőállomások számát.¹¹ Bár az egy kilométeres sugarú környezet első olvasatra elég szűknek tűnhet, azonban *Hastings* [2004] egy, míg *Barron és szerzőtársai* [2004] másfél mérföldes sugarú környezetet használt modelljei felépítéséhez. Ezenkívül *Alderighi–Baudino* [2015] empirikus eredményei során arra a következtetésre jutott, hogy a töltőállomások esetében csak az egy kilométeres körzetben belül lévő versenytárs kutak árainak van szignifikáns hatása. Követve az előző kutatásokat, mi is egy kilométeres körzetben állapítottuk meg a lokális piacnak az árakat tekintve szignifikáns hatást magában hordozó határát.

A becsléseket két különböző méretű mintán, mind az eredeti, mind az interpolált adatokat felhasználva elvégeztük. Az első esetben az egész országot tartalmazó mintán dolgoztunk. Első modellbecslésünk (I. modell) során a fent bemutatott változókat alkalmaztuk, majd az egyenleteket újrabecsültük kétértékű megye- és láncváltozók bevezetésével is (II. modell). Ezek után a becsléseket – kihasználva a panelstruktúra előnyeit – fix hatásokkal¹² is elvégeztük. Az eredményeket az 1. táblázat tartalmazza.

Látható, hogy eredményeink teljes mértékben összhangban állnak a korábbi vizsgálatok eredményeivel, és így az elmélet által sugallt várható hatásokkal is. Ugyan a fix hatásos becslés eredményei is a vártak megfelelően alakulnak, alacsony magyarázó erejük miatt ezeket a továbbiakban csak szemléltetés céljából közöljük.¹³ A benzinkutak karakterisztikái esetében, mint látható, minél több szolgáltatást kínál egy töltőállomás, annál magasabb árrést alkalmazhat, továbbá az autópályák is árrésnövelő tényezők – ez az eredmény jól igazodik a vertikális termékdifferenciálás elméleteinek következtetéseihez.

A keresleti kontrollváltozók paramétereiben mind a kereslet áremelő, mind az általa okozott versenyhatás árcsökkenő hatása megfigyelhető. A piaci koncentráció versenyhatáson keresztüli árcsökkenő befolyása is látható, ami szintén összhangban van az eddigi kutatások eredményeivel. Nagyon fontos további információ azonban, hogy az eredeti és az interpolált adatokon végzett vizsgálatok eredményei még statisztikai értelemben sem térnek el szignifikánsan egymástól.¹⁴ Érdemes továbbá azt is megemlíteni – bár az eredmények között nem tüntettük fel –, hogy a kétértékű típusváltozók esetében, szintén a korábbi kutatásokkal megegyező módon, azt tapasztaltuk, hogy a négy legnagyobb kiskereskedelmi lánc szignifikánsan magasabb árrést alkalmaz a többi lánchoz és a láncokhoz nem tartozó töltőállomásokhoz képest.

A becsléseket szűkített mintán is elvégeztük (IV–VI. modell). Ennek oka, hogy Budapest speciális tulajdonságai miatt települési szinten extrém értéknek tekinthető,

¹¹ A kutak számának endogenitása napjainkban abból a szempontból nem egyértelmű, hogy milyen becslési módszert alkalmazunk. Míg *Békés és szerzőtársai* [2011] instrumentálja őket, de csak a közvetlen versenytársak számát, a másik koncentrációs változót nem, addig *Csorba és szerzőtársai* [2011] nem használja ezt a módszert becslései során. Mivel *Pennerstorfer* [2008] térökonometriai vizsgálata nem használt instrumentális módszert, így becsléseinket mi e két cikkre alapozva végeztük el.

¹² A fix és random hatásos modellek alkalmazhatóságát Hausman-próbával ellenőriztük.

¹³ Természetesen a fix hatásos becslés alacsony magyarázó ereje nem meglepő, hiszen a magyarázó erő jelentős részét a korábbi becslések során kétértékű, illetve időben konstans változók adták, amelyek fix hatásként eliminálódtak a becslés során.

¹⁴ Egy-két kivétel statisztikailag szignifikánsan különbözik a magas mintaelemszámnak köszönhetően, közgazdasági értelemben azonban nem.

I. táblázat

A modellbecslések eredményei

Változó	I. modell		II. modell		III. modell	
	eredeti	interpolált	eredeti	interpolált	eredeti	interpolált
Konstans	2,456*** (0,233)	2,458*** (0,237)	3,02*** (0,042)	2,947*** (0,265)		
AUTÓPÁLYA	0,208 (0,221)	0,207 (0,224)	0,388*** (0,106)	0,377*** (0,113)		
BOLT	0,176** (0,078)	0,176** (0,079)	0,181*** (0,067)	0,181*** (0,068)		
PONTGYŰJTŐ	0,281*** (0,022)	0,279*** (0,022)	0,029 (0,025)	0,022 (0,025)		
ATM	-0,0007 (0,035)	-0,0001 (0,035)	0,014 (0,031)	0,014 (0,031)		
MELEGÉTEL	-0,006 (0,02)	-0,009 (0,02)	0,014 (0,017)	0,01 (0,017)		
log NÉPSŰRŰSÉG	-0,096*** (0,018)	-0,098*** (0,018)	-0,097*** (0,019)	-0,098*** (0,019)	-0,282*** (0,103)	-0,283*** (0,106)
log HAVIJÖV	0,027 (0,02)	0,027 (0,02)	0,037*** (0,011)	0,039*** (0,012)	-0,037 (0,036)	-0,039 (0,036)
log VÁLLALATSZÁM	0,015 (0,01)	0,015 (0,01)	0,0009 (0,011)	0,0004 (0,012)	0,43*** (0,132)	0,44*** (0,135)
LOGISZTARÁNY	-0,296 (0,279)	-0,307 (0,281)	-0,108 (0,316)	-0,135*** (0,322)	-0,636 (0,391)	-0,63 (0,394)
SZÍNESVTÁRS			-0,003** (0,001)	-0,003** (0,001)		
VERSENYTÁRSÁK	-0,02** (0,009)	-0,02*** (0,001)	-0,015** (0,007)	-0,014*** (0,007)		
TÍPUS ^a	nincs	nincs	van	van		
MEGYE ^b	nincs	nincs	van	van		
N	89 246	93 936	89 138	93 936	89 138	93 936
R ²	0,2174	0,2071	0,3684	0,3542	0,006	0,005

^a Referenciakategória: nem tartozik egy lánchoz sem.

^b Referenciakategória: Budapest, a Budapest nélküli becslés során Zala.

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák. A becsléseket heteroszkedaszticitásra és autokorrelációra robusztus standard hibákkal (*HAC standard errors*) végeztük.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

így indokolt lehet ennek a problémának a kezelése. Az eredményeket a 2. táblázat tartalmazza. Annak ellenére, hogy némely paraméter értékében jelentősebb változás is bekövetkezett, következtetéseink teljesen megfelelnek az előzőknek, így ugyanazokat a hatásokat figyelhetjük meg, függetlenül a főváros hatásától.

2. táblázat

A modellbecslések eredményei (Budapest nélkül)

Változó	IV. modell		V. modell		VI. modell	
	eredeti	interpolált	eredeti	interpolált	eredeti	interpolált
Konstans	2,481*** (0,225)	2,484*** (0,226)	2,192*** (0,137)	2,172*** (0,139)		
AUTÓPÁLYA	0,196 (0,212)	0,192 (0,213)	0,432*** (0,099)	0,423*** (0,103)		
BOLT	0,179** (0,083)	0,179** (0,084)	0,176** (0,072)	0,177** (0,073)		
PONTGYŰJTŐ	0,268*** (0,023)	0,267*** (0,023)	0,029 (0,025)	0,024 (0,026)		
ATM	-0,007 (0,04)	-0,006 (0,04)	0,016 (0,036)	0,017 (0,036)		
MELEGÉTEL	0,004 (0,022)	0,004 (0,022)	0,018 (0,019)	0,018 (0,019)		
log NÉPSŰRŰSÉG	-0,107*** (0,018)	-0,109*** (0,019)	-0,099*** (0,019)	-0,101*** (0,019)	-0,277*** (0,096)	-0,282*** (0,097)
log HAVIJÖV	0,034* (0,019)	0,035* (0,019)	0,039*** (0,011)	0,042*** (0,012)	0,038 (0,039)	0,045 (0,038)
log VÁLLALATSZÁM	0,01 (0,011)	0,01 (0,011)	0,005 (0,012)	0,004 (0,012)	0,383*** (0,131)	0,387*** (0,133)
LOGISZTARÁNY	-0,442 (0,283)	-0,457*** (0,286)	-0,099 (0,326)	-0,124 (0,332)	-0,654* (0,389)	-0,651* (0,392)
SZÍNESVTÁRS			-0,003** (0,001)	-0,003** (0,001)		
VERSENYTÁRSÁK	-0,034*** (0,011)	-0,033*** (0,011)	-0,024** (0,01)	-0,023** (0,01)		
TÍPUS ^a	nincs	nincs	van	van		
MEGYE ^b	nincs	nincs	van	van		
N	77 527	80 649	77 527	80 649	77 527	80 649
R ²	0,2175	0,2088	0,3698	0,3568	0,006	0,005

^a Referenciakategória: nem tartozik egy lánchoz sem.^b Referenciakategória: Budapest, a Budapest nélküli becslés során Zala.Megjegyzés: zárójelben a standard hibák. A becsléseket heteroszkedaszticitásra és autokorrelációra robusztus standard hibákkal (*HAC standard errors*) végeztük.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A továbbiakban a térökonometria eszköztárára támaszkodva azt vizsgáljuk, hogy milyen interakciók figyelhetők meg a benzinkutak és versenytársaik között az árazási kérdéseket illetően. E ponton kívánjuk hangsúlyozni az interpolált adatállomány fontosságát: a térbeli módszerek alkalmazásához még *pooled* becslés esetén is kiegyensúlyozott panel-adatállományra van szükség. Mivel eredményeink szerint az interpolált

adatokon végzett becslés nem változtatott szignifikánsan az eredményeken, így a térbeli specifikáció elemzését megalapozottnak tekintjük.

A becsléseket az I., II., IV. és V. modell esetében végezzük el két különböző típusú súlymátrix használatával. *Pennerstorfer* [2008] ausztriai vizsgálatai során 15,5 és 20 kilométeres piachatárokat javasol. Erre a modellre támaszkodva első becslésünkben minden benzinkút esetében a hozzá legközelebb fekvő öt benzinkutat tekintjük versenytársnak.¹⁵ Az így előálló térbeli súlymátrixot a KNN5 jelzéssel illetjük. A szomszédok itt azonos súllyal szerepelnek a mátrixban. Második becslésünket az említett szakirodalomhoz, valamint alkalmazott koncentrációs kontrollváltozóhoz igazodva állítottuk össze. Eszerint a benzinkutak versenytársának az egy kilométeres sugarú környezetükben lévő benzinkutakat tekintjük. Ebben az esetben azonban a versenytársak minél távolabb fekszenek az adott benzinkúttól, annál kisebb súllyal vettük őket figyelembe. Az így előálló térbeli súlymátrixot az INV jelöléssel illetjük.¹⁶ Itt a távolságok inverzét alkalmazzuk, és mindkét esetben sorok szerint standardizált mátrixokkal dolgozunk.

A becslések elvégzése előtt szükséges annak vizsgálata, vajon a már megbecsült modelljeink tartalmaznak-e olyan hatásokat, melyeket a térbeli modellek bevezetésével magyarázhatunk. A tesztek a térbeli késleltetés és a térbeli hiba modelljeire is le kell futtatni. Ehhez segítségül hívjuk a *Baltagi és szerzőtársai* [2003] tanulmányt, amely a keresztmetszeti adatokon használható LM- és robusztus LM-tesztek paneladatállományokra vonatkozó általánosítását végezte el (amelyekre a szakirodalom a szerzők nevének kezdőbetűi után – Baltagi, Song és Koh – után általában BSK-próbaként hivatkozik). Amennyiben az adatstruktúrában olyan térbeli heterogenitás jelentkezik, amely a térbeli késleltetés modelljének alkalmazását indokolja, akkor becsülhetővé válik a (6) összefüggés.

A teszteredmények minden esetben a kiskereskedelmi árretek térben késleltetett értékeinek magyarázó változóként való használatát javasolják, miközben a reziduumokban nem jeleznek térben értelmezett autokorrelációt (lásd az *F6. táblázatot*), így az eredmények alapján a (6) összefüggés becslése megalapozottá vált. A korábbiakban leírt módon az eredményeket újra megbecsültük, immáron a közvetlen versenytársak árazásának hatását is az egyenletekbe foglalva, melyeket a 3. és 4. táblázat tartalmazza.

Mindkét táblázatból látható, hogy minden esetben erősen szignifikáns a benzinkutak közötti reakciót leíró paraméter (ρ) értéke. Arra következtethetünk tehát, hogy az eddig felsorolt tényezőkön kívül a benzinkutak által alkalmazott árak kialakításában szignifikáns befolyásoló szerepe van a közvetlen versenytársak által meghatározott áraknak is.

Sajnos a térbeli becslések alapján számított pszeudo R^2 értékek a térbeli és tér nélküli modellek matematikai és/vagy statisztikai értelemben történő közvetlen összehasonlítását megnehezítik. Ugyanakkor a BSK-próbák eredményeiből, a paraméterek

¹⁵ A térbeli súlymátrixok elkészítése során a hivatalos GPS-koordináták alapján számított euklideszi távolságot alkalmaztuk, követve a térökonometria szakirodalmának útmutatásait.

¹⁶ Az előző mátrixhoz hasonlóan előállított INV súlymátrix esetében a súlyok nem azonosak. Az INV elnevezés arra utal, hogy a benzinkutak közötti euklideszi távolságok inverzei adják a súlyozás alapját. Az így előálló mátrixot használjuk a becslés során – szintén a sorok szerinti standardizálást követően.

3. táblázat

A térbeli modellbecslések eredményei

Változó	KNN5		INV	
	I. modell	II. modell	I. modell	II. modell
Konstans	0,941*** (0,028)	1,397*** (0,035)	2,521*** (0,033)	3,006*** (0,041)
ρ	0,562*** (0,003)	0,522*** (0,003)	0,056*** (0,001)	0,047*** (0,001)
AUTÓPÁLYA	0,204*** (0,028)	0,276*** (0,027)	0,053 (0,033)	0,221*** (0,031)
BOLT	0,152*** (0,005)	0,154*** (0,005)	0,165*** (0,006)	0,177*** (0,005)
PONTGYŰJTŐ	0,263*** (0,002)	0,019*** (0,003)	0,277*** (0,003)	0,026*** (0,004)
ATM	0,034*** (0,004)	0,035*** (0,004)	0,002 (0,005)	0,018*** (0,004)
MÉLEGÉTEL	0,003 (0,002)	0,011*** (0,002)	-0,012*** (0,003)	0,008*** (0,003)
log NÉPSŰRŰSÉG	-0,063*** (0,002)	-0,071*** (0,002)	-0,083*** (0,002)	-0,087*** (0,003)
log HAVIJÖV	0,017*** (0,003)	0,024*** (0,002)	0,021*** (0,003)	0,034*** (0,003)
log VÁLLALATSZÁM	0,011*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,011*** (0,001)
LOGISZTARÁNY	-0,225*** (0,037)	-0,117*** (0,037)	-0,256*** (0,045)	-0,159*** (0,042)
SZÍNESVTÁRS		-0,002*** (0,0001)		-0,002*** (0,0001)
VERSENYTÁRSÁK	-0,01*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,055*** (0,001)	-0,043*** (0,001)
TÍPUS ^a	nincs	van	nincs	van
MEGYE ^b	nincs	van	nincs	van
N	93936	93936	93936	93936
Pszedo R^2			0,1612	0,322

^a Referenciakategória: nem tartozik egy lánchoz sem.

^b Referenciakategória: Budapest, a Budapest nélküli becslés során Zala.

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák. A becsléseket robusztus standard hibákkal végeztük.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

4. táblázat

A térbeli modellbecslések eredményei (Budapest nélkül)

Változó	KNN5		INV	
	IV. modell	V. modell	IV. modell	V. modell
Konstans	0,99*** (0,029)	0,997*** (0,028)	2,561*** (0,034)	2,244*** (0,032)
ρ	0,552*** (0,003)	0,51*** (0,003)	0,073*** (0,001)	0,057*** (0,001)
AUTÓPÁLYA	0,194*** (0,029)	0,307*** (0,027)	0,012 (0,034)	0,263*** (0,032)
BOLT	0,149*** (0,006)	0,150*** (0,005)	0,164*** (0,006)	0,17*** (0,006)
PONTGYŰJTŐ	0,25*** (0,002)	0,018*** (0,003)	0,26*** (0,003)	0,026*** (0,004)
ATM	0,039*** (0,004)	0,042*** (0,004)	0,004 (0,005)	0,026*** (0,005)
MELEGÉTEL	0,014*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,0001 (0,003)	0,015*** (0,003)
log NÉPSŰRŰSÉG	-0,069*** (0,002)	-0,073*** (0,002)	-0,093*** (0,002)	-0,088*** (0,003)
log HAVIJÖV	0,02*** (0,003)	0,025*** (0,003)	0,027*** (0,003)	0,037*** (0,003)
log VÁLLALATSZÁM	0,008*** (0,001)	0,006*** (0,001)	-0,002* (0,001)	-0,006*** (0,001)
LOGISZTARÁNY	-0,303*** (0,039)	-0,109*** (0,037)	-0,415*** (0,046)	-0,138*** (0,004)
SZÍNESVTÁRS		-0,002*** (0,0001)		-0,002*** (0,0001)
VERSENYTÁRSÁK	-0,017*** (0,001)	-0,015*** (0,001)	-0,093*** (0,001)	-0,071*** (0,001)
TÍPUS ^a	Nincs	Van	Nincs	Van
MEGYE ^b	Nincs	Van	Nincs	Van
N	80649	80649	80649	80649
Pszseudo R ²			0,1443	0,3165

^a Referenciakategória: nem tartozik egy lánchoz sem.^b Referenciakategória: Budapest, a Budapest nélküli becslés során Zala.

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák. A becsléseket robusztus standard hibákkal végeztük.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

szignifikanciájából és a pszeudo R^2 értékekből közösen arra következtethetünk, hogy a szignifikáns hatás azonosításán túl a modellspecifikáció javítása is sikeres volt.¹⁷ Ebben az a tény is megerősíthet bennünket, hogy a többi paraméter várt értéke nem változott meg a tér nélküli esethez képest, vagyis az elsőként kimutatott hatások továbbra is érvényesek – konzisztensen az eddigi kutatásokkal. Ugyanakkor sikerült a modellben közvetlen interakciót is kimutatnunk az egymással versenyző benzinkutak között. A becslések szerint a töltőállomások pozitív irányban reagálnak versenytársaik árváltoztatására. Ha a versenytársak árat emelnek, az adott benzinkút is igazodik. Ha azonban a szomszédos kutak árat csökkentenek, a versenyben maradás érdekében az adott töltőállomás is csökkenti az árait. Az észlelt hatás létezése és a paraméter által sugallt mechanizmusa szintén megfelel az elméleti modellek által leírtaknak.

★

Munkánkban arra tettünk kísérletet, hogy a magyar kiskereskedelmi benzinpiaci adatokon az eddigi módszereket továbbfejlesszük, és reakciógörbe-becslések elvégzésével megvizsgáljuk, milyen interakció mutatható ki a benzinkutak és közvetlen versenytársaik között.

Eredményeink szerint a töltőállomások által meghatározott árreket a benzinkutak karakterisztikája (azaz minél több szolgáltatást kínál egy töltőállomás) növeli. A keresleti viszonyokat mérő változók árnövelő és versenyserkentő hatását is mérték, míg a koncentrációs változók egyértelműen jelezték a verseny árcsökkentő hatását. Eredményeink minden esetben összhangban állnak a korábbi kutatásokkal.

A továbbiakban kibővítettük az alkalmazott modellt, és térökonometriai módszerek segítségével igyekeztünk a közvetlen versenytársak közötti kapcsolatokat megvizsgálni: sikerült szignifikáns interakciót kimutatnunk az egymással versenyző töltőállomások között.

Jóllehet a modellspecifikációt sikeresen javítottuk, érdemes még további kapcsolatokat feltárni a töltőállomások árazási mechanizmusával kapcsolatban. Emellett mindenképpen érdekes lehet annak a módszernek a rögzítése, amellyel egzakt módon meg lehet ragadni a lokális piachatárokat. Ez nem csupán a kontrollváltozók pontosabb alkalmazását tenné lehetővé, de a térbeli rendszerek pontos határait is kijelölné, utat engedve e metódusok még korrektebb alkalmazásának.

Hivatkozások

ALDERIGHI, M.–BAUDINO, M. [2015]: The pricing behaviour of Italian gas stations: Some evidence from the cueno retail fuel market. *Energy Economics*, Vol. 50. 33–46. o. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.04.017>.

¹⁷ A fenti állítás egzakt módon az inverz távolságot alkalmazó becslésre igaz. Az öt legközelebbi szomszéd esetében a térbeli paraméter ugyan minden esetben szignifikáns, azonban ezeknél a modell illeszkedése sokkal rosszabb. Ezt esetlegesen azok a benzinkutak okozhatják, amelyek közvetlen 5–10 kilométeres körzetében nem található versenytárs, így lokálisan kvázimonopolistaként árazhatnak.

- ANSELIN, L.–REY, M. [1991]: Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, Vol. 23. No. 2. 112–131. o.
- AVGOSTI, A. [2010]: Testing for Spatial Differentiation: Location Choices of Gasoline Stations along Interstate Highways. Working Paper.
- BALTAGI, B. H.–SONG, S. H.–KOH, W. [2003]: Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*, Vol. 117. No. 1. 123–150. o. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00120-9](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00120-9).
- BARRON, J. M.–TAYLOR, B. A.–UMBECK, J. R. [2004]: Number of sellers, average prices, and price dispersion. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 22. No. 8–9. 1041–1066. o. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2004.05.001>.
- BÉKÉS GÁBOR–KÖREN MIKLÓS–ZSOHÁR PÉTER [2011]: Benzinárak földrajzi meghatározása. MTA-műhelytanulmányok, MT-DP-2011/30. <http://econ.core.hu/file/download/mtdp/MTDP1130.pdf>.
- BERTRAND, J. [1883]: Book review of *theorie mathematique de la richesse sociale* and of *recherches sur les principes mathematiques de la theorie des richesses*. *Journal de Savants*, Vol. 67. 499–508. o.
- CLEMENZ, G.–GUGLER, K. [2006]: Location choice and price competition: Some empirical results for the Austrian retail gasoline market. *Empirical Economics*, Vol. 31. No. 2. 291–312. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s00181-005-0016-7>.
- CSORBA GERGELY–KOLTAY GÁBOR–FARKAS DÁVID [2011]: Separating the ex post effects of mergers: An analysis of structural changes on the Hungarian retail gasoline market. MTA-műhelytanulmányok, MT-DP-2011/18.
- DIXON, W. J. [1960]: Simplified Estimation from Censored Normal Samples. *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 31. No. 2. 385–391. o. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177705900>.
- FARKAS DÁVID–CSORBA GERGELY–KOLTAY GÁBOR [2009]: Árak és koncentráció a magyar kiskereskedelmi üzemyangpiacon. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 12. sz. 1088–1109. o.
- GELMAN, A.–HILL, J. [2006]: *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge University Press, New York.
- HASTINGS, J. S. [2004]: Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California. *American Economic Review*, Vol. 94. No. 1. 317–328. o. <https://doi.org/10.1257/000282804322970823>.
- HOTELLING, H. [1929]: Stability in Competition. *Economic Journal*, Vol. 39. No. 153. 41–57. o. <https://doi.org/10.2307/2224214>.
- NETZ, J. S.–TAYLOR, B. A. [2002]: Maximum or minimum differentiation? Location Patterns of Retail Outlets. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84. No. 1. 162–175. o. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.141618>.
- OECD [2008]: Working Party No. 2 on Competition and Regulation Roundtable on Competition Policy for Vertical Relations in Gasoline Retailing. Hungary, október 20. DAF/COMP/WP2/WD(2008)31, http://www.gvh.hu/data/cms1001384/elemzesek_oecdhozzajarulasok_vertikaliskapcsolatok_20az_20uzemanyagkerben_2008_a.pdf.
- PENNERSTORFER, D. [2008]: Strategische Interaktion und räumlicher Preiswettbewerb im Treibstoff Einzelhandel. Eine räumlich-ökonomische Analyse. PhD-értekezés, Bécs.
- PINKSE, J.–SLADE, M. E.–BRETT, C. [2002]: Spatial price competition: A semiparametric approach. *Econometrica*, Vol. 70. No. 3. 1114–1153. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00320>.
- RAPPAI GÁBOR [2014]: Rendszertelen idősorok modellezése spline-interpolációval. *Statisztikai Szemle*, 92. évf. 8–9. sz. 766–791. o.

SALOP, S. C. [1979]: Monopolistic Competition with Outside Goods. *The Bell Journal of Economics*, Vol. 10. No. 1. 141–156. o. <https://doi.org/10.2307/3003323>.

SLADE, M. E. [1992]: Vancouver's gasoline price war: An empirical exercise in uncovering supergame strategies. *Review of Economic Studies*, Vol. 59. No. 2. 257–276. o. <http://dx.doi.org/10.2307/2297954>.

VARGA ATTILA [2002]: Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 4. sz. 354–370. o.

Függelék

Fl. táblázat

A változók leírása

Változó	Változó leírása
AUTÓPÁLYA	Az adott benzinkút autópálya mellett fekszik-e
BOLT	Az adott benzinkút működtet-e boltot
PONTGYŰJTŐ	Az adott kúton működik-e pontgyűjtő rendszer
ATM	Az adott kút területén található-e bankautomata
MELEGÉTEL	Az adott kúton van-e lehetőség melegétel fogyasztására
log NÉPSŰRŰSÉG	Az adott település népsűrűségének (félèves adatok) logaritmusa
log HAVIJÖV	Az adott településen élők átlagos havi egy főre jutó nettó jövedelmének (éves adatok) logaritmusa
log VÁLLALATSZÁM	Az adott településen működő vállalatok számának (éves adatok) logaritmusa
LOGISZTARÁNY	Az adott településen működő szállítás és logisztika iparágba tartozó vállalatok aránya (éves adatok)
SZÍNESVTÁRS	Az adott kistélepülésen működő, nagy láncokhoz tartozó versenytársak száma (a változó számításakor az árresbecslés során kihagyott benzinkutakat is figyelembe vettük, hiszen az árakra vonatkozó adathiány ellenére piacon lévő jelenlétük többletinformáció)
VERSENYTÁRSOK	Az adott kút egy kilométeres sugarú körzetében működő benzinkutak száma (a változó számításakor az árresbecslés során kihagyott benzinkutakat is figyelembe vettük, hiszen az árakra vonatkozó adathiány ellenére piacon lévő jelenlétük pluszinformáció)
TÍPUS	Az adott kút tartozik-e, s ha igen, melyik lánchoz (kétértékű)
MEGYE	Az adott benzinkút melyik megyében/Budapesten található (kétértékű)

F2. táblázat

A változók leíró statisztikái (teljes minta, $N=93\ 936$)

Változó	Minimum	Medián	Maximum	Átlag	Szórás	Hiányzó megfigyelések száma ^a
ÁR	217,00	283,9	328,9	281,1	20,575	3004 (3,19)
ÁRRÉS ^b	-50,50	16,46	35,50	15,41	4,486	3004 (3,19)
ÁRRÉS ^c	0,60	16,46	35,50	15,41	4,471	3004 (3,19)
AUTÓPÁLYA	0	0	1	0,0362	0,186	0
BOLT	0	1	1	0,9605	0,194	0
PONTGYŰJTŐ	0	1	1	0,6691	0,47	262 (0,28)
ATM	0	0	1	0,0637	0,244	1707 (1,82)
MELEGÉTEL	0	0	1	0,2426	0,429	365 (0,39)
NÉPSŰRŰSÉG	0	280	3251	714,5	1056,89	0
HAVIJÖV ^d	0	114 400	179 800	112 700	30 350,89	0
VÁLLALATSZÁM ^e	0	1436	189 600	29 360	64 502,32	0
LOGISZTARÁNY ^f	0	0,034	0,667	0,0389	0,0267	0
SZÍNESVTÁRS ^g	0	9	183	35,28	58,102	0
VERSENYTÁRS ^h	0	1	8	0,891	1,2	0

^a Zárójelben: a hiányzó megfigyelések az összes megfigyelés százalékában.

^b Az árrés változó kapcsán 110 esetben tartalmaz az adatállomány negatív nagyságot, ami a megfigyelések 0,11 százaléka. A minimum az egyetlen megfigyelés, amely esetében kiugró a negatív érték, míg 5 esetben kisebb -10-nél. A problémás megfigyelések kezelésére a változót a 1,5. ezredelő elemnél winzorizáltuk (Dixon [1960]).

^c Winzorizált.

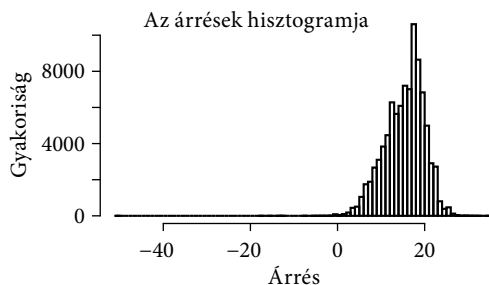
^d Egy főre jutó havi átlagos nettó jövedelem.

^e Az adott településre bejegyzett működő vállalatok száma.

^f Az adott településre bejegyzett szállítmányozási és logisztikai TEÁOR alá tartozó működő vállalatok aránya.

^g Az adott kistérségben működő, nagyobb hálózathoz tartozó benzinkutak száma.

^h Az adott benzinkút egy kilométer sugarú környezetében működő benzinkutak száma.



F3. táblázat

A változók leíró statisztikái (imputált adatállomány, teljes minta, N=93 936)

Változó	Minimum	Medián	Maximum	Átlag	Szórás	Imputált megfigyelések ^a
ÁR	217,00	283,9	328,9	281,1	20,529	3004 (3,19)
ÁRRÉS	-50,50	16,20	46,43	15,41	4,536	3004 (3,19)
ÁRRÉS ^b	0,50	16,20	46,43	15,41	4,521	3004 (3,19)
AUTÓPÁLYA	0	0	1	0,0362	0,186	0
BOLT	0	1	1	0,9605	0,194	0
PONTGYŰJTŐ	0	1	1	0,6674	0,471	262 (0,28)
ATM	0	0	1	0,0637	0,244	1707 (1,82)
MELEGÉTEL	0	0	1	0,2427	0,429	365 (0,39)
NÉPSŰRŰSÉG	0	280	3251	714,5	1056,890	0
HAVIJÖV	0	114 400	179 800	112 700	30 350,890	0
VÁLLALATSZÁM	0	1 436	189 600	29 360	64 502,320	0
LOGISZTARÁNY	0	0,034	0,667	0,0389	0,0267	0
SZÍNESVTÁRS	0	9	183	35,28	58,102	0
VERSENYTÁRS	0	1	8	0,891	1,2	0

^a Zárójelben: az imputált megfigyelések az összes megfigyelés százalékában.^b Winzorizált.

Megjegyzés: a változók és jelölések az F2. táblázat leíró statisztikájának struktúráját követik.

F4. táblázat

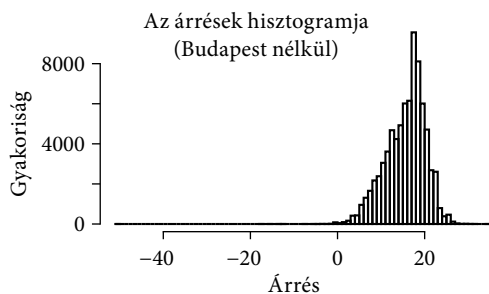
A változók leíró statisztikái (Budapest nélkül, $N = 80\ 649$)

Változó	Minimum	Medián	Maximum	Átlag	Szórás	Hiányzó megfigyelések ^a
ÁR	219,00	283,9	325,9	281,4	20,641	2726 (3,38)
ÁRRÉS	-50,50	16,20	35,35	15,65	4,531	2726 (3,38)
ÁRRÉS ^b	0,60	16,50	35,5	15,66	4,515	2726 (3,38)
AUTÓPÁLYA	0	0	1	0,0422	0,201	0
BOLT	0	1	1	0,9594	0,197	0
PONTGYÚJTÓ	0	1	1	0,6365	0,481	88 (0,11)
ATM	0	0	1	0,059	0,236	388 (0,48)
MELEGÉTEL	0	0	1	0,2286	0,42	104 (0,13)
NÉPSÚRÚSÉG	0	186,5	1 779	298,7	280,49	0
HAVIJÖV	0	109 800	179 800	106 600	28 202,98	0
VÁLLALATSZÁM	0	1 099	17 980	3 236	4 622,88	0
LOGISZTARÁNY	0	0,035	0,667	0,0402	0,0287	0
SZÍNESVTÁRS	0	7	75	12,37	14,652	0
VERSENYTÁRS	0	0	6	0,691	0,968	0

^a Zárójelben: a hiányzó megfigyelések az összes megfigyelés százalékában.

^b Winzorizált.

Megjegyzés: a változók és jelölések az F2. táblázat leíró statisztikájának struktúráját követik.



F5. táblázat

A változók leíró statisztikái (imputált adatállomány, Budapest nélkül, $N = 80\,649$)

Változó	Minimum	Medián	Maximum	Átlag	Szórás	Imputált megfigyelések ^a
ÁR	219,90	283,9	325,9	281,3	20,591	2726 (3,38)
ÁRRÉS	-50,50	16,50	46,43	15,65	4,583	2726 (3,38)
ÁRRÉS ^b	0,50	16,50	46,43	15,66	4,566	2726 (3,38)
AUTÓPÁLYA	0	0	1	0,0422	0,201	0
BOLT	0	1	1	0,9594	0,197	0
PONTGYŰJTŐ	0	1	1	0,6358	0,481	88 (0,11)
ATM	0	0	1	0,059	0,236	388 (0,48)
MELEGÉTEL	0	0	1	0,2286	0,42	104 (0,13)
NÉPSÚRÚSÉG	0	186,5	1779	298,7	280,49	0
HAVIJÖV	0	109 800	179 800	106 600	28 202,98	0
VÁLLALATSZÁM	0	1 099	17 980	3 236	4 622,88	0
LOGISZTARÁNY	0	0,035	0,667	0,0402	0,0287	0
SZÍNESVTÁRS	0	7	75	12,37	14,652	0
VERSENYTÁRS	0	0	6	0,691	0,968	0

^a Zárójelben: az imputált megfigyelések az összes megfigyelés százalékában.^b Winzorizált.

Megjegyzés: a változók és jelölések az F2. táblázat leíró statisztikájának struktúráját követik.

F6. táblázat

BSK-próbák eredményei

	LM_{lag}		LM_{error}	
	Empirikus érték	p -érték	Empirikus érték	p -érték
I. modell	345,23	→ 0	0,0026	0,9979
II. modell	315,36	→ 0	0,0023	0,9981
IV. modell	324,24	→ 0	0,0028	0,9978
V. modell	296,51	→ 0	0,0025	0,9980