

FARKAS DÁVID–CSORBA GERGELY–KOLTAY GÁBOR

Árak és koncentráció a magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiacon

A tanulmány az árak és a koncentráció közötti összefüggéseket vizsgálja a magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiacon. Bemutatja, hogy a koncentrációs szintek lokális különbségei csak kis részben magyarázzák az egyes földrajzi területek közötti adott időpontbeli jelentős árkülönbséget. Az egyes időpontok közötti árkülönbségek ugyanakkor igen jól magyarázhatók a kiskereskedelmi árak nagykereskedelmi árváltozásokra adott reakciójával. A kiskereskedelmi ár (árrés) és a lokális piacokon – a versenyző kutak számával – mért koncentráció között szignifikánsan negatív, ugyanakkor gyakorlati értelemben gyenge kapcsolat mutatható ki. A szimmetrikus ártranszmisszió lokális szinten sem mutat eltéréseket, mértékét nem befolyásolja a lokális koncentráció.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: D43, L13, L49.

Minél homogénebbnek tekinthető egy termék, annál inkább azt várnánk, hogy az egyes eladók közel azonos áron értékesítenek. Számos termék árazásában ugyanakkor nem elhanyagolható különbségeket találunk mind az eladók, mind a régiók között, például az általunk elemzett kiskereskedelmi üzemanyagpiacon is. Erre az árszóródásra több lehetséges magyarázat is kínálkozik: az eltérő árakat okozhatják az egyes lokális piacokon eltérő kínálati vagy más néven versenyviszonyok, illetve keresleti jellemzők is.

Írásunk az árak és a koncentráció közötti összefüggések vizsgálatára vállalkozik a magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiacon. Az árak és a koncentráció alakulására összpontosító leíró elemzéshez azért is tűnik jó választásnak az üzemanyag-kiskereskedelem „tankönyvi” piaca, mert ezen a piacon a termékek lényegében homogének,¹ az árinformációk beszerzése nem költséges, és a piacon sok kisméretű tranzakció történik (és a termékből vásárolható mennyiség is folytonos). Ilyen piacok esetében viszonylag jól használhatók a strukturális indikátorok (mint például a piaci részesedéseken alapuló mutatók) a piaci erő jellemzésére.

* A cikkben elmondottak a szerzők saját véleményét tükrözik, nem tekinthetők a Gazdasági Versenyhivatal vagy az Európai Bizottság hivatalos álláspontjának. A cikk elkészüléséhez részben segítséget nyújtott az OTKA 73777. számú ösztöndíja. Szeretnénk köszönetet mondani a www.holtankoljak.hu honlapnak, hogy hozzájárultak az általuk gyűjtött adatok kutatási célokra való felhasználásához, McLean Aliznak más benzini piaci elemzésekben nyújtott közreműködéséért és észrevételeiért, illetve egy névtelen bírálónak és Békés Gábornak hasznos tanácsaiért.

¹ Ugyan az egyes benzinkutak által nyújtott szolgáltatások valamennyire heterogének (a bolt választéka, autómósó, autópálya-matrica stb.), és létezik valamilyen fokú márkahűség is, ugyanakkor a fogyasztók a döntéseiket (melyik benzinkútnál tankoljanak) elsősorban a benzinárak alapján hozzák meg, és ez is az elsődleges információ, amit a kutak kitesznek a hirdetőtábláikra.

Farkas Dávid, Gazdasági Versenyhivatal (e-mail: farkas.david@gvh.hu).

Csorba Gergely, Gazdasági Versenyhivatal és MTA KTI (e-mail: csorba.gergely@gvh.hu).

Koltay Gábor, Európai Bizottság DG for Economic and Financial Affairs és Közép-európai Egyetem (CEU), (e-mail: cpk01@phd.ceu.hu).

Napjainkban mind a politika, mind a közvélemény egyre jobban érdeklődik az üzemanyag-piaci elemzések iránt. Az utóbbi időszak relatíve nagymértékű olajár-emelkedéseit a kiskereskedelmi árak gyors és erőteljes reakciója követte, ami felvetette azt a kérdést is, hogy magyarázható-e a kiskereskedelmi árváltozások kizárólag a nagykereskedelmi áringadozásokkal, vagy ezzel párhuzamosan a kiskereskedelmi versenyviszonyok is átrendeződtek, ami szintén árnövekedéshez vezetett. A kérdéskör a versenypolitika szempontjából is előtérbe került, egyrészt az utóbbi években több versenypolitikai vizsgálat is folyt egyes országok üzemanyagpiacain,² másrészt pedig egyre gyakoribb a versenypolitikai beavatkozások utólagos (*ex post*) értékelése is.³

Írásunknak az ár és koncentráció összefüggéseinek vizsgálatán túl két további célkitűzése van. Egyrészt szeretnénk kifejezetten a magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiac 2007–2008. évi folyamatairól áttekintést adni, másrészt bemutatni, hogy általában milyen egyszerűbb leíró elemzési módszerekkel is vizsgálható e (vagy akár bármilyen hasonlóan működő) piac. Versenypolitikai elemzésekben a vizsgált magatartás függvényében ennél speciálisabb elemzési eszközöket és részletesebb adatokat is használnak versenyjogi következtetések levonására (például adott magatartásnak volt-e kimutatható káros piaci hatása, vagy egy összefonódás engedélyezhető-e), de ilyen jellegű következtetések megfogalmazása ennek a tanulmánynak nem célja.

A részletes eredmények bemutatása előtt a főbb következtetéseinket a következő pontokban foglalhatjuk össze.

– 2007 óta a kiskereskedelmi piacszerkezet kezdett konszolidálódni: a negyedik legnagyobb hálózattal rendelkező Agip megvette az akkor hatodik Essót, illetve az ötödik szereplő Lukoil a hetedik Jetet. A koncentrációban ugyanakkor ez nem okozott jelentős változást, a kutak 60-70 százaléka a négy nagy hálózathoz – Mol, OMV, Shell, Agip – tartozik.

– A négy nagy hálózat listaárjai kismértékben (egy-két forinttal) magasabbak az országos átlagárnál, az autópályákon található kutak árjai pedig átlagosan öt-hat forinttal magasabbak a nem autópályán található kutak átlagárainál (ez a különbség akkor is fennmarad, ha elvégezzük az eltérő kütősszetétel szerinti korrekciót). Az egyes hálózatok árainak együttmozgása azonban még azután is jelentős, ha kiszűrjük a közös sokkok (nagykereskedelmi ár változása) hatásait.

– A kiskereskedelmi ár (árrés) és a lokális piacokon mért koncentráció (versenyző kutak száma) között statisztikailag szignifikáns negatív kapcsolat mutatható ki: egy további versenytárs jelenléte 0,3–1 forinttal csökkenti az árat, ami az átlagos árrés, illetve az egyes földrajzi területek közötti árak különbségének 2–7 százaléka, de az átlagos fogyasztói árak kevesebb mint 1 százaléka.

– A nagykereskedelmi árak növekedése és csökkenése ugyanakkor azonos mértékben hat a kiskereskedelmi árak változására, vagyis nem találunk aszimmetrikus ártranszmissziót. Az ártranszmisszió lokális szinten sem mutat eltéréseket, mértékét nem befolyásolja a lokális koncentráció.

Mindezek alapján azt látjuk, hogy a koncentrációs szintek lokális különbségei csak kis részben adnak magyarázatot arra, hogy egy adott időpontban miért érvényesülnek jelentősen különböző árak az egyes földrajzi területeken, az egyes időpontok közötti árkülönbségek azonban igen jól magyarázhatók a kiskereskedelmi árak nagykereskedelmi árváltozásokra adott reakciójával.

² Ilyen például az Európai Bizottság által 2007-ben vizsgált ENI–ExxonMobil-füzió, amelynek keretében az ENI (az Agip tulajdonosa) megvette az ExxonMobil (Esso) cseh, szlovák és magyarországi benzinkútjait. Szintén az Európai Bizottság vizsgálta 2008-ban a tervezett OMV–Mol-füziót, amit az OMV végül visszavont. A szlovák versenyhivatal 2007-ben a Mol többségi tulajdonában álló Slovnaft esetében állapított meg erőfölénnyel való visszaélést (nagykereskedelmi diszkrimináció).

³ Az egyesült államokbeli üzemanyag-piaci füziók esetében lásd *Hastings* [2004], *Taylor–Hosken* [2007], a magyarországi füziók esetében *Csorba és szerzőtársai* [2009].

Szakirodalmi áttekintés

Az árak és a koncentráció közötti viszony elemzése alapvetően a *struktúra–viselkedés–teljesítmény* (*Structure–Conduct–Performance, SCP*) paradigmára épül, amelynek egyik fő hipotézise szerint a magasabb koncentráció a verseny csökkenéséhez, tehát magasabb árakhoz vezet.⁴ A paradigma érvényességéről megalkotása óta folyamatosan vitatkoznak, és ennek eredményeképpen számos empirikus tanulmány is született, amely igazolni vagy cáfolni kívánta az ár és a koncentráció közötti pozitív kapcsolatot. Habár bizonyítottan nem általános érvényű, ez a hipotézis adja a fúziós vizsgálatok egyik fő mozgatórugóját is, ezért a versenypolitikai gyakorlatban is gyakran találkozunk ezzel a módszerrel.⁵

Röviden összefoglaljuk a kiskereskedelmi benzinpiacot leíró elemzések elmúlt években megjelent fontosabb módszereit és eredményeit.

Hosken és szerzőitársai [2008] több kérdés mentén is elemezte a Washington környéki a kiskereskedelmi üzemanyagárakat 1997 és 1999 közötti kútszintű paneladatokon. A szerzők olyan regressziós modellben vizsgálták a lokális versenyviszonyok és az árazás összefüggéseit, amelyben a kútszintű árrést különböző lokális versenymutatók magyarázzák, például: a másfél mérföldön belül elhelyezkedő kutak száma és a legközelebbi benzinkúttól való távolság, kontrollálva a benzinkutak színére (BP, Chevron, Texaco stb.),⁶ a benzinkút egyéb jellemzőire (töltőfejek száma, szolgáltatások, tulajdonosi viszonyok) és keresleti jellemzőkre (népességszám, népsűrűség, jövedelem). A szerzők nem kaptak robusztus eredményeket a lokális versenyt leíró együtthatókra, leginkább csak a legközelebbi kúttól való távolsággal lehetett magyarázni az árrést: minél kisebb volt a távolság, annál alacsonyabb árrést érvényesítettek a kutak. De ez a kimutatott hatás sem egységes, attól függően változott, hogy milyen színű kutak árazását vizsgálták.

Clemen–Gugler [2006] az osztrák kiskereskedelmi üzemanyagpiacot elemezte 2000–2001 közötti kútszintű paneladatokon. A szerzők kétlépcsős döntési folyamatot modelleztek: az első periódusban a kutak megválasztják az elhelyezkedésüket, majd a második periódusban ennek megfelelően versenyeznek az üzemanyagárban. Az első periódusra olyan modellt becsültek a szerzők, amelyben a (kistérségi) kútsűrűséget a népsűrűséggel és különböző koncentrációs mutatókkal magyarázzák (kútszám alapján számított $C1$, $C4$, vagy HHI).⁷ A második időperiódusban a kistérségi átlagos árrést a koncentrációs mutatókkal (szintén $C1$, $C4$ vagy HHI), a kútsűrűséggel és más kontrollváltozókkal (Alpok, fix hatások és fehér kutak részesedése) magyarázzák. A szerzők a kútsűrűség és a népsűrűség között szignifikáns pozitív kapcsolatot találtak (vagyis azokban a térségekben, ahol nagyobb a kereslet, sűrűbben helyezkednek el a kutak), a kútsűrűség és az ár között pedig negatív kapcsolatot, ugyanakkor az ár és a koncentráció között nem tudtak szignifikáns összefüggést kimutatni, tehát az árakban megfigyelhető különbségeket nem a lokális piaconként eltérő koncentráció okozza.

⁴ A piacszerkezetek empirikus elemzésének (úgynevezett empirikus IO) ezen ágáról lásd *Schmalensee* [1989] részletes áttekintését.

⁵ A módszert az Ár–koncentráció-elemzések című fejezetben részletesen mi is részletesen ismertetjük. További alkalmazásokról és elemzési korlátokról lásd *Bishop–Walker* [2002] 13. fejezet.

⁶ A benzinpiaci elemzések a kút színén azt értik, hogy az adott benzinkút melyik kúthálózathoz tartozik. Azokat a benzinkutakat, amelyek valamelyik ismert márkanévű hálózathoz tartoznak (például a Shellhez) „színes” kutaknak nevezik, az olyan benzinkutakat pedig, amelyek nem tagjai ilyen hálózatnak, „fehér” kutaknak hívják. Ez utóbbira példák a magánkutak vagy azok a benzinkutak, amelyek mindössze néhány kútból álló laza hálózatban üzemelnek, Magyarországon ilyen márkanév például a Pedrol (összesen négy töltőállomást működtet). A továbbiakban mi is ennek megfelelően használjuk a „színes”, illetve „fehér” kút kifejezéseket.

⁷ A $C1$ mutató az adott piacon legnagyobb piaci részesedés, illetve a $C4$ mutató az adott piacon négy legnagyobb cég piaci részesedésének egyszerű összege, a HHI (Herfindahl–Hirschmann-index) az összes piaci szereplő részesedésének négyzetösszege.

Barron és szerzőtársai [2004] San Diego, San Francisco, Phoenix és Tucson környékén 1997-ből származó keresztmetszeti mintán elemezte a kiskereskedelmi üzemanyagpiacot. Kútszintű regressziós modellel azt vizsgálták meg a szerzők, hogy az üzemanyagár hogyan magyarázható olyan lokális versenytényezőkkel, mint a másfél mérföldön belül található kutak száma, illetve a legközelebbi benzinkúttól való távolság, szintén kontrollálva a kút színére és egyéb kútjellemzőkre. Eredményként azt kapták, hogy mind a másfél mérföldön belül található kutak száma, mind a legközelebbi kúttól való távolság statisztikailag szignifikáns mértékben csökkenti a kialakuló árat, bár az utóbbi változó esetén ez az eredmény kevésbé robusztus.

Barron és szerzőtársai [2002] 1999. évi paneladatbázison elemezte Los Angeles, San Diego és San Francisco környéki kiskereskedelmi üzemanyagpiacot. A szerzők lehetőséget kaptak egy olajtársaságtól arra, hogy 54 benzinkút árait három hónapon át ők határozzák meg, és e kutak esetében a mennyiségi adatokhoz is hozzáférhettek. Ennek alapján olyan kútszintű keresleti modellt becsültek, amelyben az értékesített üzemanyag mennyiségét az általuk véletlenszerűen megválasztott (és így exogénnek tekinthető) saját árral, a közelben található más kutak árával és más kútjellemzőkkel magyarázták. A lokális versenyviszonyokat ezen túlmenően úgy vonták be az elemzésbe, hogy a mintát aszerint bontották három részre, hogy az adott területen magas, közepes vagy alacsony a kútsűrűség, és mintánként külön-külön becsülték a modelleket.⁸ Robusztus eredményként azt kapták, hogy a kereslet annál ár rugalmasabb (mind a saját-, mind a kereszttár-rugalmasságot tekintve), minél nagyobb a kútsűrűség.

Meerbeek [2003] a belga kiskereskedelmi üzemanyagpiacot elemezte 1998–2001 közötti kútszintű paneladatbázison. Cenzorált regressziós modellel vizsgálta meg, hogyan magyarázható az üzemanyagár az adott kút közelében – vagyis azonos településen – működő benzinkutak számával, figyelembe véve azt is, hogy ezek a benzinkutak milyen márkához tartoznak (azonos-e a vizsgált kút színével, vagy sem). Az elemzés kontrollált a maximált árra is, mivel Belgiumban árplafon-szabályozás működik (a cenzorálásra is az árszabályozás miatt volt szükség). A szerző az autópályákon kívül statisztikailag szignifikáns negatív kapcsolatot talált a kutak száma és az ár között, és azt is kimutatta, hogy az azonos márkához tartozó versenytárs kút jelenléte árnövelő, míg független kút jelenléte árcsökkentő hatású. Az eredmények alapján ezek az utóbbi hatások sokkal erősebbnek mutatkoztak, mint önmagában az, hogy hány benzinkút üzemelt az adott településen. Az autópályák menti benzinkutak esetében ugyanakkor a lokális versenyviszonyok hatását nem lehetett kimutatni, mivel ezek a kutak mindig a maximált áron értékesítettek.

Alapadatok és a lokális piacok szerinti megközelítés

A magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiacra vonatkozó vizsgálatunk alapadatai a www.holtankoljak.hu honlap által közzétett kútszintű paneladatbázisból származnak. Ez az adatbázis minden napra megadja a Magyarországon található közel 1400 benzinkút árait, de mivel az adatok frissítése leginkább szerdán vagy csütörtökön történik,⁹ ezért csak a pénteki adatokat vesszük figyelembe 136 egymást követő héten 2006 októberétől 2008 decemberéig.¹⁰

⁸ Értelmezésükben alacsony a kútsűrűség akkor, ha az 1,5 kilométeren belül levő kutak száma 10-nél kisebb, közepes a kútsűrűség, ha a kutak száma 10 és 15 közötti, és magas, ha 15 feletti.

⁹ Szerda reggel változtatja a Mol a nagykereskedelmi árat, és ennek megfelelően a kútláncok többnyire szerdán vagy csütörtökön változtatják meg árait.

¹⁰ Ezt az is indokolja, hogy a pénteki megfigyelések száma a legmagasabb. Ennek ellenére a pénteki áradatok sem teljesekek, vagyis a panel nem kiegyensúlyozott. A panel kiegyensúlyozatlansága ugyanakkor nem jelent problémát, mivel a hiányzó megfigyelések száma alacsony, és ezek jellemzően – mind területileg, mind időben, mind a hiányzó kút márkaneve szerint – véletlenszerűen fordulnak elő.

Ezt az adatbázist kiegészítettük a becült nagykereskedelmi üzemenyagárrakkal,¹¹ illetve a lokális piacokra (lásd később) vonatkozó területi mutatókkal (népsűrűség vagy a Mol finomítótól való távolság). A következőkben csak a 95-ös benzin piacát elemezzük, a Magyar Ásványolaj Szövetség adatai alapján az összes értékesített benzin 96 százaléka ebbe a kategóriába tartozik.¹²

A kiskereskedelmi benzinpiac esetében jelentős áreltéréseket figyelhetünk meg Magyarország különböző részein – részben ez is a célunk, hogy elkülönítsük, vajon ezt inkább a területileg eltérő versenyviszonyok vagy más lokális jellemzők (például kereslet) magyarázzák. A különböző lokális piacok feltételezése ésszerűnek is tűnik ezen a piacon, mivel a fogyasztók számára csak egy meghatározott körben érdemes a legkedvezőbb árat keresni, és ennek megfelelően a benzinkutak is feltehetően csak a közelebbi kutak árait figyelik, vagyis csak a lokális piacon gyakorolnak egymásra versenynyomást.¹³ A lokális piacokra való felosztás elemzésünk szempontjából is előnyös, mivel az egyes változókban megfigyelhető területi variancia empirikusan jól használható a különböző lokális versenyviszonyok hatásainak identifikálására.

Versenypolitikai értelemben azt a területet nevezzük (releváns/érintett) földrajzi piacnak, amelyen belül a versenyviszonyok kellően homogének, és emiatt megkülönböztethető a szomszédos, más versenyviszonyokkal jellemezhető területektől. Az eltérő versenyviszonyok olyan mutatókban foghatók meg a gyakorlatban, mint például az egyes területek közötti (sokkal inkább trendbeli, mintsem szintbeli) áreltérések, az egyes területeken jelen levő versenytársak, a területi alapon számított piaci részesedések különbségei, eltérő keresleti viszonyok (fogyasztók száma, vásárlóerő, fogyasztói preferenciák).¹⁴

A földrajzi piac meghatározása a kiskereskedelmi üzemenyagpiac esetén nem egyértelmű, de ezen a téren nem is törekszünk végleges eredmények kimondására. Korábbi európai versenyjogi esetekben és elemzésekben a földrajzi piacot rendszerint országos méretűként definiálták,¹⁵ de mindig elismerve, hogy a benzin kiskereskedelmi árazásában lokális szempontok is szerepet játszanak. A legfrissebb benzinpiaci StatoilHydro–ConocoPhillips-összefonódás esetében az Európai Bizottság is országos piacdefiníciót fogadott el, ugyanakkor lokális szinten vizsgálta az összefonódás versenyhatásait.¹⁶

Az adatok két egyszerűbben kivitelezhető felosztást kínálnak lokális piacokra, megyei és kistérségi szinten, mi ebből részletesen az utóbbit elemezzük.¹⁷ A statisztikai kistérségek a települések között létező funkcionális – lakóhelyi, közlekedési, kereskedelmi – kapcsolatrendszerek összessége alapján meghatározott területfejlesztési-statisztikai egységek, amelyben a települések egy központi településhez kapcsolódnak, számuk 168.¹⁸ Elemzésünkben a kistérségek azért közelíthetők jól a lokális piacot, mert feltehető, hogy a kistérség a legszűkebb (és egyben legéletszerűbb) piac, a versenypolitikai értelemben vett földrajzi piacdefiníció ennél feltehetően csak tágabb lehet.

¹¹ Mivel minden hétfőn nyilvánosságra kerül, hogy a Mol nagykereskedelmi árai az adott hét szerdáján mennyivel fognak változni, ezért a nagykereskedelmi ár közelítésére használhatjuk az ilyen módon becslott idősort.

¹² <http://www.petroleum.hu/q12009.htm> (letöltés ideje: 2009. július 24.).

¹³ Ugyanakkor ezek a lokális piacok olyan mértékben átfedhetik egymást, hogy voltaképpen kiegyenlítődnek a versenyviszonyok – ezt a jelenséget lánchelyettesítésnek nevezzük.

¹⁴ A részletesebb leírást lásd az Európai Bizottság közleményét (EB [1997/2008]).

¹⁵ Lásd például: COMP/M.1383. sz. Exxon–Mobil-ügy 440–441. paragrafusát, COMP/M.3516. sz. Repsol YPF–Shell Portugal-ügy 10. paragrafusát.

¹⁶ Lásd COMP/M.4919. sz. StatoilHydro–ConocoPhillips-ügy 26–29. paragrafusát.

¹⁷ A több lehetséges földrajzi felosztás lehetőséget kínál arra is, hogy eredményeink robusztusságát ellenőrizzük.

¹⁸ *Forrás:* Országos Területfejlesztési Hivatal www.otf.gov.hu/kistersegek.php. A kistérségek száma 2007 szeptemberétől 174-re nőtt, részletesen lásd: http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=37,411890&_dad=portal&_schema=PORTAL.

Az autópályák melletti kutak véleményünk szerint inkább elkülönült földrajzi piachoz tartoznak, ezért azokat külön elemezzük.¹⁹ Ezt a következő tények támaszthatják alá: 1. az autópályán levő kút eléréséhez autópálya-matrica szükséges; 2. az autópályán tankolók más típusú szolgáltatásokra tartanak igényt (mivel a benzinkutaknál tartanak általában pihenőt is);²⁰ 3. pusztán egy olcsóbb benzinkút miatt nem szokás letérni autópályáról;²¹ 4. ez a piac kevésbé támadható, mivel a belépés (új kutak építésével) nehezen kivitelezhető.

Budapestet – amely 183 benzinkúttal külön kistérséget alkot – szintén kihagytuk a koncentrációs elemzésekből, mivel kiugró értékével komolyan torzítaná az eredményeket (egy átlagos kistérségben csak 3 benzinkút található). Nem tűnt célszerűnek kisebb területi egységek (például kerületek) választása sem, mivel Budapesten belül igen nagy az egyes területek közötti mozgás.

A kútszerkezet leírása

Az elmúlt két évben, azon belül is főleg 2007-ben, végbement strukturális változások közül csak az összefonódások voltak nagyobb jelentőségűek.²² 2007 elején az Agip felvásárolta az Esso-benzinkutakat, amelyeknek az arculatváltása (átnevezése) az adatbázis szerint 2007 novemberében kezdődött meg, és 2008 szeptemberében fejeződött be.²³ Szintén 2007 elején a Lukoil a Jet benzinkutakat vásárolta fel, amelyeknek a profilváltása csak 2008 novemberében kezdődött meg.²⁴ Elemzett időszakunkon kívül, 2009 elején pedig a Shell 15 éves tartós bérletbe vette a Tesco töltőállomásait, a profilváltás 2009. július közepére már be is fejeződött.²⁵

Az időszak során egy jelentősebb kilépés történt, 2007-ben a Klub Petrol-hálózat tönkrement, jelenleg felszámolás alatt áll. E márkanév alatti kutak többsége ismét fehér kútként üzemel. Emellett két kisebb belépést/bővülést láthatunk: 2007 első felében megalakult az Avia-kúthálózat a piacon, 2008 végéig 48 kút csatlakozott hozzá, 2009 júliusára pedig 62 [ezenkívül nyolc töltőállomás épül(t)].²⁶ Ez azonban nem teljesen új hálózat, hanem jórészt már korábban is létező fehér kutak közös márka alá rendeződése, néhány korábbi Klub Petrol-kút is ehhez a hálózathoz kapcsolódott. Az Avia-hálózat közös beszerzési, minőségi és marketingpolitikát folytat, a kártyahálózatát a tanulmány készítése idején alakítja ki.²⁷ Jelentős bővülése az Avia-n túl csak a Tesco-kutaknak volt, két év alatt 12 új kutat létesítettek, ez mintegy 25 százalékos növekedést jelent. Ezenkívül új kutak még autópályák mentén jelentek meg, de ezek főleg az új szakaszokon létesültek. A benzinkutak számának alakulását az 1. táblázat összegzi.

¹⁹ A versenypolitikai elemzések sem egységesek ebben a tekintetben: az autópályákat külön piacként definiálták például COMP/M.1628. sz. TotalFina–Elf-ügyben (157–176. paragrafus), egységes kezelésre látunk példát a COMP–M.4545. sz. Statoil–Hydro-ügyben (26–27. paragrafus).

²⁰ Emiatt akár másik érintett termékpiachoz is sorolhatjuk az autópályán lévő kutakat (illetve az ott nyújtott szolgáltatást).

²¹ Joggal feltételezhető, hogy az autópályán közlekedők nagy távolságot rövid idő alatt szeretnének megtenni, és ezért sem életszerű az, hogy az autópályát elhagyják azért, hogy olcsóbb benzinkutat keressenek, hiszen ez relatíve nagy időkiesést jelentene.

²² Bár mint *Csorba és szerzőtársai* [2009] kimutatja, ezeknek az összefonódásoknak sem volt szignifikáns hatása a fogyasztói árakra.

²³ Ezt az összefonódást az Európai Bizottság hagyta jóvá, lásd COMP/M.4723. sz. Eni–ExxonMobil-ügy (Hungarian, Czech and Slovak Package).

²⁴ Ezt az összefonódást szintén az Európai Bizottság hagyta jóvá, lásd COMP/M.4532. sz. Lukoil–ConocoPhillips-ügy.

²⁵ Ezt az összefonódást a Gazdasági Versenyhivatal hagyta jóvá, lásd Vj-17/2009/34.

²⁶ A jelenlegi és a még épülő Avia-kutak listája elérhető a www.avia.hu oldalról.

²⁷ Lásd www.avia.hu (letöltés ideje: 2009. július 6.).

1. táblázat
A benzinkutak számának alakulása^a

	Kútszám	Százalékos részesedés	Kútszám	Százalékos részesedés
	2007 elején		2008 végén	
Mol	355	30,6	355	26,6
Shell	187	16,1	190	14,2
OMV ^b	160	13,8	165	12,4
Agip	102	8,8		
Esso	35	3,0	144	10,8
Lukoil	42	3,6		
Jet	30	2,6	75	5,6
Tesco	38	3,3	47	3,5
Avia	0	0,0	48	3,6
Fehér kutak ^c	186	16,0	256	19,2
Összesen	1159		1335	

^a A táblázatban csak a (kútszám alapján) legalább 1 százalékos részesedéssel rendelkező színes hálózatokat szerepeltetjük.

^b 2007 elején az adatbázisban még csak 126 OMV-kút szerepel, de az OMV honlapjának akkori információi szerint a társaság már 160 kúttal rendelkezett. A holtankoljak.hu csak 2007 végétől kezdte megfigyelni a korábban hiányzó OMV-kutakat.

^c A táblázatban a fehér kutak száma a legkevésbé megbízható adat, nem valószínű ugyanis, hogy 2007 és 2008 között ilyen mértékben emelkedett volna e kutak száma. Erre a növekedésre az lehet a magyarázat, hogy a holtankoljak.hu időközben egyre több ilyen kutat figyelt meg (bár azok már korábban is üzemeltek).

A piac négy nagy szereplőjéhez – Mol, Shell, OMV, Agip – tartozik a kutak közel 70 százaléka, ami alapján a piac jelentősen koncentrálnak mondható. Ezen belül is kiemelkedik a Mol (27 százalék), a második szereplő, a Shell (összesen 18 százalék) még a Tesco felvásárlásával is jelentősen elmarad tőle. A kútrészesedés alapján számított *HHI* és *C4* mutatók alakulását a 2. táblázat mutatja.

2. táblázat
Koncentrációs szintek a kútrészesedés alapján^a

	<i>HHI</i>	<i>C4</i> (százalék)	<i>HHI</i>	<i>C4</i> (százalék)
	2007 elején		2008 végén	
Országos	1503	69,3	1236	64,0
Megyei átlag	1740	69,7	1533	66,8
Kistérségi átlag	3650	80,8	3192	77,5

^a E mutatók számításakor a magánkutak együttes piaci részesedését nem vettük figyelembe, hiszen ezek nem alkotnak egy vállalatot.

Az eredményekből jól látható, hogy a piac koncentrálttsága mindhárom területi felosztás szerint időben csökkent,²⁸ és országos és megyei szinten vizsgálódva nincs érdemi eltérés

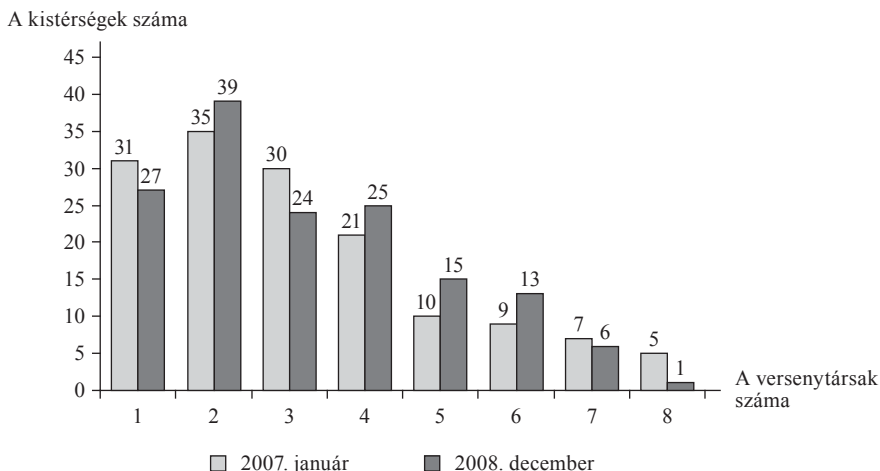
²⁸ Ez a csökkenés részben annak tudható be, hogy a holtankoljak.hu egyre több fehér kutat figyel meg.

a piac koncentrátságában: a négyvállalatos koncentrációs mutató (C_4) értékében csak 5 százalékpontos eltérés van, és a HHI tekintetében is mindkét felosztás 2000 alatti értéket mutat, azaz a piac csak közepesen koncentrált.²⁹ Kistérségi szinten ugyanakkor a C_4 mutató mintegy 10 százalékponttal magasabb az országos vagy megyei mutatóknál, de ennél még szembeűnőbb, hogy a HHI már 3000 fölötti, ami erősen koncentrált piacokra utal. A kistérségi felosztás egyúttal erősebb területi különbségekhez is vezet: megyei szinten a koncentrációs mutatók szórása jóval alacsonyabb (a C_4 7 százalékpont körűli, a HHI 1600 körűli), mint kistérségi szinten (a C_4 21 százalékpont, a HHI 2700 körűli).

Mivel a lokális piacok közelítésére a kistérségeket használjuk, ezért célszerű még megvizsgálnunk, hogy kistérségi szinten hogyan alakult a nyolc nagy versenytárs jelenléte a megfigyelt időszak elején és végén. Ehhez tekintsük az 1. ábrát!

1. ábra

A színes kutak számának kistérségi eloszlása



Az 1. ábráról leolvasható, hogy több olyan kistérség is van, ahol nincsenek nagy versenytársak, és a kistérségek több mint 75 százalékában maximum négy versenytárs található. Ugyanakkor a vizsgált két év alatt az eloszlás némileg a középpont felé tolódott, ami a piaci konszolidáció jele (is) lehet.

Az autópályák melletti kutak szerkezete

Az autópályák mentén kialakult kútszerkezet lényegesen eltér az országostól. Erre tekintünk át a 3. táblázatot!

Látható, hogy az autópályák mentén jóval kevesebb versenytárs található, és az országos vagy a megyei bontáshoz képest a koncentráció is magasabb (ugyanakkor időben itt is csökkenő): 2007 elején a C_4 84,9 százalék, a HHI 2310, 2008 végén pedig ugyanezen mutatók 83,6 százalék és 2132. Az Esso felvásárlásával az Agip lényegesen erősíteni tudta a

²⁹ A HHI mutatók alapján az Európai Bizottság a következő módon sorolja be a piacokat koncentrátság szempontjából: 1000 alatt nem koncentrált piac, 1000 és 2000 között közepesen koncentrált piac, 2000 felett erősen koncentrált piac (*Iránymutatás...* [2004] 12. o.).

3. táblázat

A benzinkutak számának alakulása az autópályák mentén

	Kútszám		Százalékos részesedés	
	2007 elején	2008 végén	2007 elején	2008 végén
Mol	17	17	32,1	30,9
Shell	7	8	13,2	14,5
OMV	16	15	30,2	27,3
Agip	5	11	9,4	20,0
Esso	5		9,4	
Lukoil	0	2	0,0	3,6
Jet	2		3,8	
Metro	0	1	0,0	1,8
Fehér kutak	1	1	1,9	1,8
Összesen	53	55		

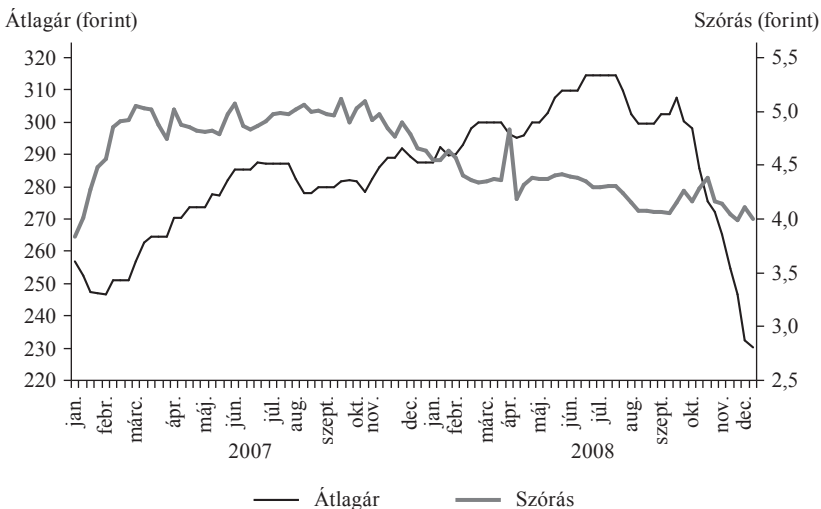
piaci pozícióját, a Lukoil pedig a Jet felvásárlásával „jutott be” az autópályára.³⁰ Az ország többi részéhez képest az is érdemi különbség, hogy az autópályákon csupán egyetlenegy fehér kút található, az M1-es út 38 kilométerénél (Bicske).

Az árak leíró elemzése

A 2. ábrán a benzinár országos átlagának és szórásának alakulását láthatjuk.

2. ábra

Az országos benzinár átlagának és szórásának alakulása



³⁰ Egy új kútszín jelent még meg, ez pedig a Metro, de a Metro kútja nem tekinthető klasszikus autópályabenzinkútnak, hiszen az még lényegében Budapesten van, az M3-as út főti leágazásánál.

Látható, hogy az elmúlt két évben az üzemanyagárak széles tartományban mozogtak. Ugyanakkor az árszóródásban a vizsgált időszakban nem látható szignifikáns, hosszabb időszakon át megmaradó változás, amely esetleg arra utalhatna, hogy érdemi változás történt volna a piaci versenyviszonyokban.³¹ Az átlagos (kútszintű) árszóródás a vizsgált időszak egészében 4,5 forint, az átlagos (kútszintű) terjedelem pedig 27,5 forint.

Ha a kistérségi szintű átlagárakat vizsgáljuk, akkor egyrészt az állapítható meg, hogy a különböző kistérségek ártrendjei egymástól érdemben nem térnek el, de az árszintekben megfigyelhetők szignifikáns különbségek: ezek tekintetében az átlagos árszóródás 3,2 forint, a terjedelem pedig 15,9 forint.³² A kistérségek esetében azért kapunk alacsonyabb mutatókat az árszóródásra és a terjedelemre, mint az kútszintű árak vizsgálata esetén, mert a kistérségi átlagok használatával a szélsőséges értékek sokkal kevésbé torzítják az eredményeket. A későbbiekben az ár–koncentráció elemzés eredményeit is a kistérségi szintű mutatókhoz fogjuk viszonyítani, hiszen az ár és a koncentráció összefüggéseit is kistérségi szinten vizsgáljuk.

Egyes hálózatok árainak összehasonlítása

Ha az egyes hálózatok árait kívánjuk összehasonlítani, akkor stilizált tényként érdemes megvizsgálni azok átlagárait, még ha ennek nyilvánvalóan vannak korlátai is. Amikor hosszú távú eltéréseket azonosítunk, általában több hipotézissel is élhetünk.

1. A már régóta a piacon lévő, nagy részesedéssel rendelkező bevezetett márkák feltehetően élveznek valamilyen versenyelőnyt, amely miatt magasabban árazhatnak. A versenyelőny több dologból is fakadhat, ilyen lehet például az, ha kedvezőbb helyeken (például nagy forgalmú útkereszteződésekben) található a kútjaik, vagy sikerült kialakítaniuk egy bizonyos szintű fogyasztói hűséget.

2. Az olyan vertikálisan integrált hálózatok, amelyek rendelkeznek olajfinomítóval Magyarországon vagy valamelyik szomszédos országban, feltehetően a saját finomítójukból olcsóbban jutnak üzemanyaghoz, mint azok a hálózatok, amelyeknek nincsenek ilyen finomítói kapacitásaik, és ezért más szereplőtől kénytelenek beszerezni az üzemanyagot. Ezért felvetődhet az a hipotézis, hogy a vertikálisan integrált hálózatok (Mol, OMV, Lukoil) alacsonyabb kiskereskedelmi árakat képesek alkalmazni, mint a többi szereplő.

A 3. ábra a legnagyobb hálózatok országos (autópályák nélkül vett) átlagárainak alakulását mutatja havi bontásban, ahol az időszakok közötti összehasonlítás érdekében (mivel a nagykereskedelmi ár folyamatosan változik) minden hónapban az országos átlagártól való átlagos eltérést tüntetjük fel.

Eredményeink az országos átlagárak alapján a következők.

1. A nagyobb, bevezetett márkával rendelkező cégek (elsősorban: Mol, Shell, OMV, Agip) az átlagosnál magasabb árakat alkalmaznak, az árak között ugyanakkor nincsenek jelentős különbségek.³³

2. A vertikális integráció szerepe nem egyértelmű: a Mol és az OMV vertikálisan integrált vállalatok, ennek ellenére mégis az átlagosnál magasabb árakat alkalmaznak. Ugyanakkor a szintén vertikálisan integrált Lukoil (az időszak egészét tekintve átlagosan 279,38

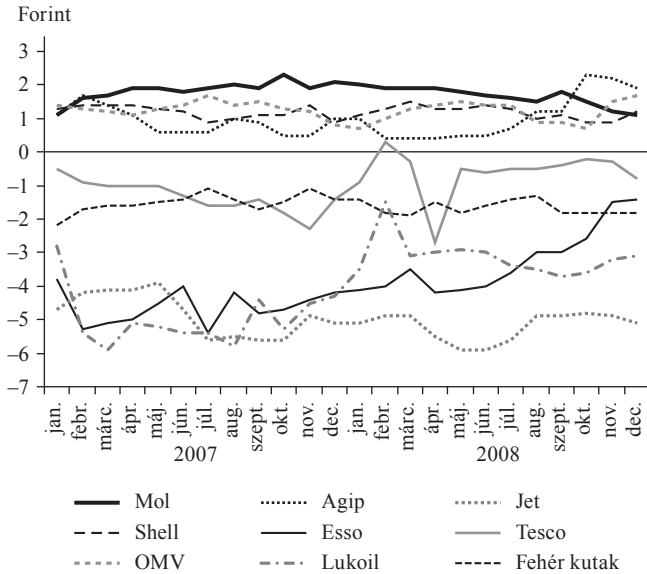
³¹ Az árszóródást és a versenyviszonyok közötti összefüggést részletesebben is vizsgálja: *Clemenž–Gugler* [2006] illetve *Barron és szerzőtársai* [2004].

³² Ugyanezek az értékek kaphatók akkor is, ha Budapestet kihagyjuk az elemzésből.

³³ Az időszak egészét tekintve a Mol, a Shell, az OMV és az Agip átlagára együttesen literenként 284,91 forint, sorrendben pedig 285,36; 284,82; 284,85 és 284,60 forint, míg a többi kút átlagára (kisebb színes kutak, illetve fehérek együttesen) 278,78 forint volt. (A négy nagy cég átlagára statisztikai értelemben is szignifikánsan magasabb, mint a kisebb színes kutak, illetve a a fehér kutak együttes átlagára.)

3. ábra

A legnagyobb hálózatok átlagárainak az országos átlagos benzinártól való eltérése



Megjegyzés: Az Agip (Lukoil)-kutak átlagárán azon kutak átlagárait értjük, amelyek a megfigyelt időszak elején is Agip (Lukoil)-kutak voltak, az egyes fűzők során megszerzett kutak átlagárait továbbra is az eredeti márkanév alatt (Esso, illetve Jet) láthatjuk.

forintos) árai az egyik legalacsonyabbak, így jelen pillanatban feltehetően ez a vállalat fejt ki a legjelentősebb versenynyomást a piacon.

Az 1. hipotézis (nagyobb, bevezetett márkák magasabban árazhatnak) tehát teljesülni látszik, ugyanakkor a 2. hipotézis (vertikális integráció árcsökkenő hatása) teljesülése nem egyértelmű.³⁴ Erre egy magyarázat lehet az, hogy a nagyobb, vertikálisan integrált hálózatok által élvezett versenyelőny árnövelő hatása túlkompenzálja a vertikális integráció árcsökkenő hatását.

Fontos hangsúlyoznunk ugyanakkor, hogy e számítások az egyes kutakon meghirdetett listaárak alapján készültek, vagyis nem veszik figyelembe a hálózatok által adott kedvezményeket (törzskártyák, flottakedvezmények). Amennyiben a nagyobb kúthálózatok nagyobb kedvezményeket adnak, akkor az általunk kimutatott árkülönbségek szükségszerűen kisebbek.

További elemzések szempontjából hasznos lenne látni az árrések alakulását, erre vonatkozóan ugyanakkor nincsen egzakt idősorunk. Egy nagykereskedelmi áridősor összeállítása azért is nehéz lenne, mivel a vállalatoknak különbözők a beszállítóik, és eltérő kedvezményeket kapnak, illetve több nagy cég vertikálisan integrált. Mivel azonban ismerjük a Mol nagykereskedelmi árváltozásokra vonatkozó heti bejelentéseit, ezért a nagykereskedelmi ár közelítésére használhatjuk az ilyen módon becsült idősort – a továbbiakban erre az árra hivatkozunk nagykereskedelmi árként. A következőkben a könnyebb interpretálhatóság érdekében árrésen a kiskereskedelmi és nagykereskedelmi ár (határkölség) egyszerű különbségét értjük, de kvalitatív eredményeink hasonlóak lennének a klasszikus [(ár – költség)/ár] definíció alkalmazása esetén is.³⁵

³⁴ A vertikálisan integrált társaságok együttes átlagára az időszak egészében 283,20 forint, míg a nem integráltak átlagára 283,14 forint. A két csoportátlag közötti különbség statisztikai értelemben sem szignifikáns.

³⁵ Érdemes látni, hogy ez a módszer nyilvánvalóan alábecsüli az árrést, mivel a nagyobb cégek ennél alacsonyabb nagykereskedelmi áron jutnak az üzemanyaghoz.

Közelítésünk miatt az egyes hálózatok árreisének szintjére vonatkozó kvantitatív következtetések definíciószerűen azonosak az előző felsorolásban mondottakkal, a további elemzések szempontjából viszont érdemes megjegyezni, hogy a becslt (szintén lefelé torzított) átlagos árreisék 10 és 19 forint között mozognak, átlaguk 15,3 forint.

Az egyes hálózatok árainak együttmozgása

Az egyes vállalatok árázási viselkedésének együttmozgását úgy vizsgálhatjuk a legegyszerűbben, ha kiszámítjuk az árreisék korrelációs mátrixát (a számításához a pontosabb becslés érdekében heti átlagárak idősorait használtunk). Az árak helyett azért célszerűbb az árreiséket vizsgálni, mert a benzinárakat elsősorban a nagykereskedelmi ár változásai mozgatják (részletesebben lásd később), és mivel a nagykereskedelmi árváltozások minden kút számára azonosak (közös sokkok), ezért ennek a hatását érdemes kiszűrni a korrelációs elemzésből. A vizsgált kúthálózatok árreisének korrelációs mátrixát a 4. táblázat tartalmazza.

4. táblázat

A legnagyobb kúthálózatok árreisének korrelációs mátrix

	Mol	OMV	Shell	Agip	Lukoil	Jet	Esso	Tesco	Magán
Mol	1,00								
OMV	0,80	1,00							
Shell	0,80	0,91	1,00						
Agip	0,67	0,75	0,78	1,00					
Lukoil	0,76	0,87	0,90	0,72	1,00				
Jet	0,55	0,65	0,77	0,71	0,70	1,00			
Esso	0,75	0,86	0,87	0,84	0,89	0,77	1,00		
Tesco	0,55	0,58	0,65	0,61	0,56	0,49	0,60	1,00	
Magán	0,79	0,81	0,79	0,74	0,78	0,53	0,79	0,44	1,00

Megjegyzés: a táblázat értelmezésénél óvatosan kell kezelni az Esso- és a Jet-kutakat, mivel ezek a már korábban ismertetett fúziók következtében nem tekinthetők az időszak egészében független vállalkozásoknak.

A 4. táblázatból kiszámítható átlagos korreláció 0,72, ami azt jelzi, hogy a legnagyobb kúthálózatok árai között még a nagykereskedelmi árváltozások hatásának kiszűrése után is közepesnél erősebb pozitív irányú kapcsolatot mutatható ki.³⁶

A többi korrelációs együtttható esetében az látszik, hogy elsősorban a Shell–OMV (0,91), Shell–Lukoil (0,90), illetve Lukoil–OMV (0,87) párok esetében kapunk az átlagnál lényegesen magasabb korrelációs értéket, ami azt mutatja, hogy trendjüket tekintve a Shell, az OMV és a Lukoil árázása áll egymáshoz a legközelebb. A legalacsonyabb korrelációs értékek pedig a Tesco–Magán (0,44), Tesco–Mol (0,55), a Tesco–Lukoil (0,56) és a Tesco–Agip (0,61) párok esetében kaphatók, ami leginkább a Tesco eltérő árázására enged következtetni. Ennek az is lehet az oka, hogy a Tesco fő tevékenysége nem az üzemanyag-kiskereskedelem, és ezért az árázási politikájában más szempontok kaphatnak hangsúlyosabb szerepet.

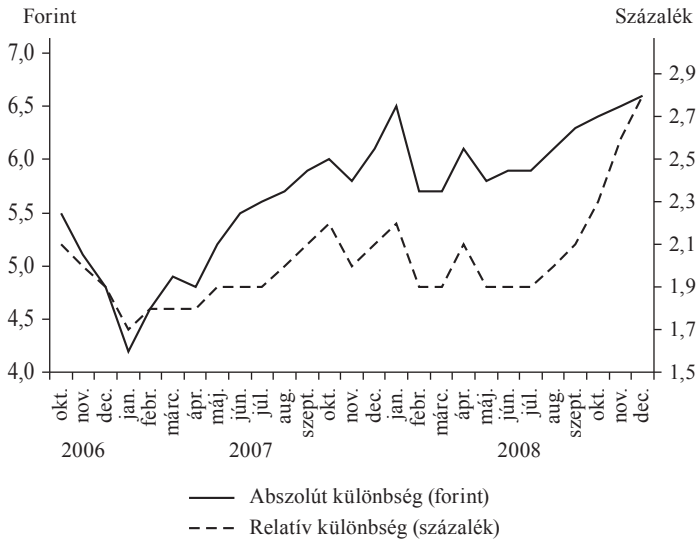
³⁶ Fontos ugyanakkor, hogy pusztán az árak szoros együttmozgásából még semmilyen következtetést nem lehet levonni a verseny/piaci viselkedés modelljéről. Az árak például mindkét „szélsőséges” piacszerkezet – tökéletes verseny és hallgatolagos összejátszás/egységes ármeghatározás – esetén is szorosan együttmozognak.

Árak összehasonlítása autópályán és azon kívül

Ha az autópályák mentén megfigyelhető árat összevetjük az autópályán kívüli árakkal, akkor eredményként azt kapjuk, hogy az autópályán átlagosan 5,7 forinttal magasabb a benzinár. Ez a különbség időben növekszik, mind abszolút, mind relatív értelemben, amint azt a 4. ábra is szemlélteti.

4. ábra

A különbség alakulása az (átlagos) autópályá menti és az autópályán kívüli benzinárak között



Felmerülhet ugyanakkor, hogy az eltérés egy része összetételhatásból fakadhat, az autópályákon ugyanis az országos átlaghoz képest felülreprezentáltak az egyébként is magasabban árazó nagy kutak, mint például a Mol vagy az OMV. Ennek ellenőrzésre úgy is elvégeztük a fenti számítást, hogy csak a Mol-, OMV-, Shell-, Agip- és Esso-kutak árait hasonlítottuk össze autópályán és azon kívül, de az eredmények érdemben nem változtak: az átlagos árkülönbség 5 forint, és a különbség időben továbbra is egyértelműen növekvő (mind abszolút, mind relatív értelemben).

Ezek a némileg eltérő trendek tovább erősítik azt a hipotézisünket, hogy az autópályák elkülönült földrajzi piachoz tartoznak.³⁷

Az ár és a koncentráció közötti kapcsolat vizsgálata

Az ár–koncentráció-elemzések arra keresik a választ, hogy milyen összefüggés van egy adott iparágban az ár és a koncentráció között. Ha a kettő között szignifikánsan pozitív összefüggés mutatható ki, akkor a vizsgált koncentrációs mutató jól közelíti a piaci erőt, és a koncentráció növekedése (például egy összefonódás következtében) versenypolitikai szempontból aggályos lehet. A kvantitatív elemzésre a következő egyszerű modellt használják:

³⁷ Az időben növekvő különbségnek ugyanakkor az is lehet az oka, hogy az elmúlt években az autópályák Budapesttől távolabbi új szakaszain épültek új benzinkutak, amelynek árnövelő hatása van, mint későbbi elemzéseinkből látni fogjuk.

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

vagy

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

A modellben tehát az árat vagy az árrést magyarázzuk a koncentráció valamilyen mérőszámával, illetve különböző kontrollváltozókkal. Függő változóként inkább az árrést választjuk, több ok miatt is: 1. empirikus piacelméleti modellekből származtatott strukturális magatartási egyenletek is általában az árrésre vonatkoznak (azaz az árrésben jobban megjelennek a kompetitív interakciók), 2. az áridősor általában nem stacionárius, ellentétben az árrés idősorával (esetünkben is ez áll fent).

A magyarázó változókat tekintve nincs egyértelmű válasz arra, hogy milyen koncentrációs mutatót célszerű használni, az irodalomban leggyakrabban a C1, a C4 vagy a HHI mutatót alkalmazzák. Ezzel ellentétben mi a koncentráció mutatójaként az adott kistérségben található nagyobb színes kúthálózatok³⁸ (a továbbiakban: versenytársak) számát szerepeltetjük, kétértékű változókkal kódolva. Ennek az egyik fő oka az, hogy a versenytársak számának ilyen módon történő elemzésével könnyebben kezelhetők a koncentrációs szintek változásának esetleges nemlineáris hatásai, a másik oka pedig, hogy könnyebben értelmezhetővé teszi a koncentráció változásának hatásait.³⁹

A kontrollváltozók szintén befolyásolhatják az árrést, ám ezek hatását szeretnénk kiszűrni, mert bennünket az érdekel, hogy *önmagában* a koncentráció változása hogyan hat az árrésre. Alapvetően kétféle kontrollváltozóról beszélhetünk: keresleti és kínálati kontrollváltozókról. Keresleti kontrollváltozó lehet például a népsűrűség, az adott területen található gépjárművek száma, az adott területen élő népesség átlagos (vagy aggregált) jövedelme.⁴⁰ Kínálati kontrollváltozókként pedig olyanok jöhetnek szóba, mint például a nagykereskedelmi árak (ha a függő változó nem az árrés, hanem az ár), a kútsűrűség⁴¹ vagy az olajfinomítótól mért távolság, amely a szállítási költségeket közelítheti. A modellben keresleti kontrollváltozóként a kistérségi népsűrűséget, kínálati kontrollváltozóként pedig a kistérség központjának Százhalombattától mért távolságát szerepeltetjük.⁴² A korábban elmondottak alapján az autópályák melletti kutatokat kihagyjuk az ár–koncentráció-elemzésekből.

³⁸ Nagyobb színes kúthálózatok körébe a következőket soroljuk: Mol, OMV, Shell, Agip, Esso, Lukoil, Jet, Avia, Tesco, CBA, Auchan, Cora, Klub Petrol.

³⁹ Például egyszerűbben előre jelezhetjük, mi történhet az adott piacon, ha egy fúzió következtében a versenytársak száma eggyel csökken – különösen igaz ez mennyiségi adatok hiányában, amikor a piaci részesedéseket nem lehet jól kiszámolni.

⁴⁰ A magyar kistérségek esetében ugyanakkor e változók egymással erősen összefüggnek (korrelációjuk 0,99), ezért a multikollinearitás elkerülésére csak az egyiket szerepeltetjük a becslésekben.

⁴¹ A kútsűrűség kontrollváltozókénti szerepeltetése a modellben ugyanakkor endogenitási problémát okozhat, mivel feltételezhető, hogy a belépési döntések (és az ennek következtében kialakuló kútsűrűség) nem függetlenek az adott területen érvényesülő árréstől (vagy árártól): a magasabb árréssel jellemezhető területekre ugyanis inkább megéri belépni. Ennek a problémának az egyik lehetséges kezelési módja az, hogy a kútsűrűség változóját a népsűrűség instrumentális változóval becsljük, mivel a népsűrűség függetlennek tekinthető az árréstől, ugyanakkor erős kapcsolatban áll a kútsűrűséggel (lásd *Clemen–Gugler* [2006]).

⁴² Felvetődhet a gondolat, hogy a paneladatok struktúrájának kihasználása érdekében keresztmetszeti és/vagy időbeli fix hatások is beépíthetők a modellekbe. Keresztmetszeti fix hatások szerepeltetése esetén ugyanakkor a modellből ki kell hagyni az időben nem változó kontrollváltozókat (mint például az olajfinomítótól mért távolság vagy a népsűrűség), a keresztmetszeti fix hatás ezek (és feltehetően még a többi nem megfigyelt változó) együttes hatását venné fel. Mi viszont szeretnénk ezeket a hatásokat szeparáltan is kimutatni, ezért a fő modellünkben nem szerepeltetünk keresztmetszeti fix hatásokat. Megjegyezzük azonban, hogy a kvalitatív eredményeink ilyen fix hatások szerepeltetése esetén sem változnak. Időbeli fix hatásokat ugyanilyen megfontolásból nem használtunk, de szintén megjegyezzük, hogy amennyiben a nagykereskedelmi ár változásai helyett időbeli fix hatásokat szerepeltetünk a modellben, az sem változtat a kvalitatív eredményeken.

Becsült egyenletünk az elmondottak alapján a következőképpen írható fel:

$$\text{árrés}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \times VT2_{it} + \beta_3 \times VT3_{it} + \dots + \beta_7 \times VT7_{it} + \beta_8 \times \text{népsűrűség}_i + \beta_9 \times \text{távolság}_i + \varepsilon_{it}$$

ahol i a kistérség indexe, t pedig az idő (hét) indexe. Az árrés_{it} így az i kistérségben a t -edik időpontban megfigyelhető átlagos árrés, a VTX pedig kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha adott i kistérségben a t -edik időpontban a nagyobb színes versenytársak száma X . A $VT7$ változó minden hatnál nagyobb versenytárszámot tömörít (mivel számuk egyenként minimális). A kontrollcsoport az az eset, amikor az adott kistérségben csak egyetlenegy nagyobb színes kúthálózat van, azaz az összes kétértékű változó együtthatóját ehhez képest kell értékelni.

Becsülésünk eredményeit az 5. táblázat első számoszlopa tartalmazza.⁴³

5. táblázat

Az ár és a koncentráció összefüggéseit vizsgáló regressziós becslés eredményei

Magyarázó változó	Eredményváltozó			
	árrés		ár	
	koefficiens	standard hiba ^a	koefficiens	standard hiba ^a
Két versenytárs ($VT2$)	-1,08*	0,515	-1,08*	0,515
Három versenytárs ($VT3$)	-1,32*	0,617	-1,32*	0,617
Négy versenytárs ($VT4$)	-1,92**	0,562	-1,93**	0,562
Öt versenytárs ($VT5$)	-2,71**	0,779	-2,71**	0,780
Hat versenytárs ($VT6$)	-2,24*	0,971	-2,25*	0,972
Hatnál több versenytárs ($VT7$)	-3,32**	1,216	-3,32**	1,216
Népsűrűség (10 fő/km ²)	-0,05	0,025	-0,05	0,025
Távolság (10 km)	0,1**	0,027	0,1**	0,026
Nagykereskedelmi ár	–	–	1,00**	0,002
Konstans	16,05**	0,775	15,81**	0,969
Korrigált R^2	0,24		0,98	
A megfigyelések száma ^b	13 210		13 210	

^aMivel a becslés modellek heteroszkedasztikusak, ezért a becslés során kistérség szerint klaszterezett standard hibákat használtunk.

^bA budapesti kistérséget nem szerepeltettük az elemzésben, mivel Budapest kiugrónak számít, és így az eredményeket jelentősen befolyásolhatná

* 5 százalékon, ** 1 százalékon szignifikáns változó.

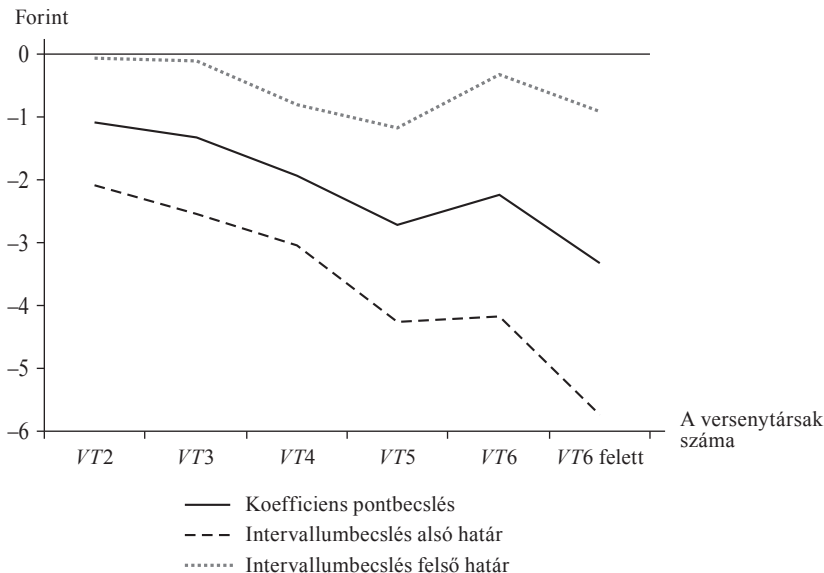
Az eredmények szerint minél magasabb a versenytársak száma egy adott kistérségben, annál alacsonyabb a kistérségi átlagos árrés (és így az ár is): ahhoz a helyzethez képest, amikor az adott kistérségben maximum egyetlenegy nagyobb színes kúthálózat van, a versenytársak számának növekedése 1,08 és 3,32 forint közötti árréscsökkenést okoz.⁴⁴ Az árcsökkenő hatást az 5. ábrán be is mutatjuk.

⁴³ A becslés során a 2006. évi adatokat nem használtuk, mivel 2006-ban az adatbázisból még nem lehet megfelelően azonosítani az egyes kistérségekben a versenytárszámokat (sok kutató még nem figyeltek meg).

⁴⁴ A versenytársak számára vonatkozó együtthatók egymástól statisztikailag szignifikánsan különböznek, ezt Wald-próbával ellenőriztük.

5. ábra

A versenytársak számának árrés-csökkentő hatása



Elméleti szempontból azt várnánk, hogy az árcsökkentő hatás a versenytársak számának növekedésével növekszik, és ez a változás feltehetően csökkenő mértékű (a harmadik versenytárs esetében kisebb hatást várnánk, mint a negyedik esetében), vagyis az ábrán egy csökkenő konvex függvényt kellene látnunk. Ennek a ténylegesen becslült hatások csak részben tesznek eleget: az árcsökkentő hatás mindig kimutatható, de a monotonitás enyhén sérül *VT5* és *VT6* között, az árcsökkentő hatások pedig növekvő mértékűek a legjellemzőbb *VT2–VT5* intervallumban.

Látnunk kell, hogy bár ezek a hatások minden esetben statisztikailag szignifikánsan különböznek a nullától, egymástól viszont már nem, ezt mutatják a diagramon feltüntetett intervallumbecslések is.⁴⁵ Továbbá a versenytárs-szám-változók becslült együtthatóinak tényleges nagysága voltaképpen minimális: még a legnagyobb, hatnál több versenytárshoz kapcsolódó árcsökkentő hatás is csak 3,32 forint, amely kevesebb mint 2 százaléka a benzinárnak – közgazdasági értelemben az ilyen kis hatások általában nem tekinthetők szignifikánsnak.⁴⁶ Mindezek alapján a kiskereskedelmi (fogyasztói) ár és a koncentráció között nem azonosított közgazdaságilag szignifikáns kapcsolatot. Az árrés és a koncentráció közötti kapcsolat már közelebb van a közgazdasági értelemben vett szignifikancia határához: a *VT2–VT5* intervallumban egy további versenytárs 0,3 és 1 forint közötti árcsökkentő hatása 2–7 százaléka a 15 forintos átlagos árrésnek. Hasonló következtetésre jutunk akkor is, ha a még egy további versenytárs árcsökkentő hatását a kistérségi átlagárak 15,9 forintos terjedelméhez hasonlítjuk.

⁴⁵ A hatások egymástól való különbözőségét Wald-próbával is ellenőriztük. Megjegyezzük, hogy ha a heteroszkedaszticitás (részleges) orvoslására nem klaszterezett, hanem White-féle standard hibákat használnánk, akkor az együtthatók nemcsak a 0-tól, hanem egymástól is statisztikailag szignifikánsan különböznek.

⁴⁶ A közgazdasági szignifikancia határa nincs objektív mérőszám – versenypolitikában árváltozások esetében többször azonosítják ezt az 5 százalékos küszöbvel, az úgynevezett hipotetikus monopolista próba (*Small but Significant Nontransitory Increase in Price, SSNIP*) által is alkalmazott 5 százalékos áremelési mértéknek megfelelően.

A kontrollváltozók közül a távolság együttthatóját emelnénk ki, amely szerint, ha minél távolabb van egy kistérség Százhalombattától, annál magasabb a kistérségi átlagos üzemanyagár (minden más változatlansága mellett), ami jól magyarázható például a távolság miatt megnövekedő szállítási költségekkel. Ezzel részben magyarázható az is, hogy időben miért növekvő tendenciájú az autópálya menti és a nem autópályán működő kutak közötti árkülönbség a megfigyelt időszakban: ahogy az autópályák egyre távolabbi területeket értek el (Százhalombattától számítva), ezeken a területeken is új kutak nyíltak, amelyek a magasabb árak miatt felfelé húzták az autópálya menti kutak átlagát.

A kvalitatív következtetéseink akkor is változatlanok maradnak, ha a robusztuság ellenőrzése érdekében a budapesti kistérséget is szerepeltetjük az elemzésben. Az 5. táblázat harmadik számoszlopában bemutatjuk azokat az eredményeket is, amikor függő változóként a kistérségi átlagárat szerepeltetjük, és a kínálati kontrollváltozók közé a nagykereskedelmi árat is bevontuk. Bár ebben az esetben a regressziós együttthatók becslései gyakorlatilag nem változtak az előző modellhez képest, a változók nem stacionáriusak, ezért ezt az eredményt csak szemléltetésképpen közöltük.⁴⁷

Módszertani szempontból érdemes megjegyezni az ár–koncentráció-elemzésekkel kapcsolatban, hogy ha az elemzés nem mutat ki közgazdaságilag szignifikáns kapcsolatot az ár (vagy árrés) és a koncentráció (esetünkben a versenytársak száma) között, az nemcsak azt jelentheti, hogy a koncentráció nincs érdemi hatással az árra, hanem azt is, hogy a földrajzi piacot túl szűken határoztuk meg. Bár ez a két lehetséges ok nem különíthető el egyértelműen egymástól, utóbbi esetben a földrajzi piacot bővítenünk kellene, például megyei vagy országos szintre. Ugyanakkor versenypolitikai értelemben általában nem vezet más következtetésre, ha szűk piacon nem tudunk kimutatni jelentős kapcsolatot a piaci ár és koncentráció (piaci erő) között, vagy tágabb földrajzi piacdefiniációt fogadunk el, mivel tágabb piacon a vállalatok piaci ereje feltehetően kisebb.

Ártranszmisszió a benzinpiacon

Az ártranszmissziós elemzéseket az a kérdés motiválja, hogy a kiskereskedelmi szektor milyen mértékben hárítja át a költségek (például a benzin nagykereskedelmi árának) változásait a fogyasztókra. Különböző elemzésekben felmerül az aszimmetrikus ártranszmisszió hipotézisének vizsgálata is, amely szerint a nagykereskedelmi ár emelkedése esetén a kiskereskedelmi ár változása általában jelentősebb, mint azonos mértékű nagykereskedelmi árcsökkenés esetén.⁴⁸ Elemzésünkben e hipotézis mellett azt is megvizsgáljuk, hogy a koncentráció és az ártranszmisszió között milyen összefüggés mutatható ki, a koncentrációs szintek változásai befolyásolják-e a transzmisszió erősségét vagy aszimmetriáját. A vizsgált időszakban a benzin nagykereskedelmi árváltozásának irányát a 6. táblázat foglalja össze.

⁴⁷ A korrigált R^2 értéke is látványosan megnőtt, 24 százalékról 98 százalékra, mivel a kiskereskedelmi árak időbeli változása közel teljes mértékben megmagyarázható a nagykereskedelmi ár változásaival. A nem stacionárius idősorok és a hamis regresszió esetéről magyarul szemléletesen lásd *Koop* [2008] 10. fejezetét.

⁴⁸ A kiskereskedelmi szektorban ezt például részletesen vizsgálata *Rodrigues* [2006] tanulmánya, amelyben sok más hasznos hivatkozás is található.

6. táblázat

A nagykereskedelmi árváltozások irányai a vizsgált időszakban

Nagykereskedelmi ár	Megfigyelések (hetek) száma
Csökken	22
Nő	27
Nem változik	41

Mivel a nagykereskedelmi árak változási irányában érdemi variancia mutatkozik, ezért lehetőség nyílik arra, hogy regressziós elemzéssel megvizsgáljuk az aszimmetrikus transzmissziót. Ehhez képezzük a (heti) kiskereskedelmi áridősor differenciáit, és vizsgáljuk meg ennek az alakulását a (heti) nagykereskedelmi árváltozások függvényében.⁴⁹ Ehhez a következő egyszerű regressziós egyenletet becsüljük:

$$\Delta kiskerár_t = \beta_1 + \beta_2 \times \Delta nagykerár_t \times D_{csökken} + \beta_3 \times \Delta nagykerár_t \times D_{nő} + \varepsilon_t$$

ahol $D_{nő}$ ($D_{csökken}$) olyan kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha az adott héten nőtt (csökkent) a benzin nagykereskedelmi ára, egyébként 0. A becslési eredményeket⁵⁰ a 7. táblázat mutatja.

7. táblázat

Az ártranszmissziót vizsgáló regresszió eredményei

Magyarázó változó	Eredményváltozó: $\Delta kiskerár_t$	
	koefficiens	standard hiba
Konstans	-0,00	0,028
$\Delta nagykerár_t \times D_{csökken}$	0,97**	0,011
$\Delta nagykerár_t \times D_{nő}$	0,98**	0,007
R^2	0,997	
A megfigyelések száma	90	

* 5 százalékon, ** 1 százalékon szignifikáns változó.

Az eredményeink szerint, ha a benzin nagykereskedelmi ára 1 forinttal csökken, akkor ennek következtében átlagosan 0,97 forinttal csökken a kiskereskedelmi ár (minden más változatlansága mellett), amennyiben pedig a benzin nagykereskedelmi ára 1 forinttal nő, az 0,98 forintos kiskereskedelmi árnövekedést generál. A két hatás különbözőségére futtatott Wald-próba alapján azonban ez a két érték nem tér el egymástól szignifikáns mértékben (5 százalékos szignifikanciaszinten), az aszimmetrikus ártranszmisszió hipotézisét ez tehát nem igazolja.⁵¹ Ebben az esetben a konstans értéke azt mutatja, hogy azokban az időszakokban, amikor a benzin nagykereskedelmi ára nem változik, a kiskereskedelmi

⁴⁹ Az elemzett idősorok stacionaritását „kibővített” Dickey–Fuller- (*augmented Dickey–Fuller*, *ADF*) próbával ellenőriztük, és a próba sem a függő, sem a magyarázó változó(k)ban nem mutatott egységgyököt.

⁵⁰ A becslés során Newey–West-féle heteroszkedaszticitás és autokorreláció konzisztens standard hibákkal és kovarianciákkal számoltunk.

⁵¹ Amennyiben azt vizsgáljuk Wald-próbával, hogy a két hatás 1-től szignifikánsan különbözik-e, válaszként azt kapjuk, hogy igen. Az árak tehát nem követik teljes egészében a nagykereskedelmi árváltozásokat, ugyanakkor a nagykereskedelmi ár 1 forintos változásából átlagosan csak 2-3 fillér „nem megy át” a kiskereskedelmi árba, amely nagyság közgazdaságilag nem szignifikáns.

árakban sem tapasztalható szignifikáns változás.⁵² A modell magyarázó ereje 99 százalék feletti, vagyis az egyes időpontok közötti kiskereskedelmi árváltozások igen jól magyarázhatók a nagykereskedelmi ármozgásokkal.

Az ártranszmisszió vizsgálatára összetettebb modell is használható. *Rodrigues* [2009] például olyan modellt használt, amiben hozzánk hasonló módon kettébontja a nagykereskedelmi árváltozásokat, azonban magyarázó változóként szerepeltette ezek (továbbra is kétféle bontott) késleltetett értékeit is. Így az alkalmazkodás sebessége is mérhetővé válik (emellett a modellben szerepeltetett még autoregresszív és kointegrációs tagokat is). Ha az általunk becsült modellbe is beépítjük a nagykereskedelmi árváltozások késleltetett értékeit, akkor az kapjuk, hogy a nagykereskedelmi ár (t -edik időpontbeli) 1 forintos növekedése esetén a kiskereskedelmi ár (a t -edik időpontban) 0,98 forinttal nő, a korábbi ($t - k$ -edik időpontbeli) nagykereskedelmi ár növekedéseknek viszont nincs hatása (a t -edik időpontban). A nagykereskedelmi ár (t -edik időpontbeli) 1 forintos csökkenésekor pedig a kiskereskedelmi ár (t -edik időpontban) 0,95 forinttal csökken, és emellett az egy héttel korábbi (azaz $t - k$ -edik időpontbeli) 1 forintos árcsökkenésnek is van még 0,03 forintos hatása (a t -edik időpontban). Wald-próbával ellenőrizve ugyanakkor a 0,95 és 0,98 forintos azonnali hatások között nincs szignifikáns különbség, az aszimmetrikus transzmisszió tehát továbbra sem igazolódik.

Ártranszmisszió és koncentráció

A következő lépésben azt vizsgáljuk meg, hogy az ártranszmisszióra hatással van-e a koncentráció. Ehhez a fenti modellt annyiban módosítjuk, abban nem az országos kiskereskedelmi ár változását nézzük, hanem a kistérségi szintű árváltozásokat, és a magyarázó változók közé az adott kistérségekben található nagyobb színes versenytársak számát is be vesszük.⁵³

$$\begin{aligned} \Delta kiskerár_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \times VT2_{it} + \dots + \beta_7 \times VT7_{it} + \\ & + \beta_8 \times \Delta nagykerár_t \times D_{csökken} + \beta_9 \times \Delta nagykerár_t \times D_{nő} + \\ & + \beta_{10} \times \Delta nagykerár_t \times D_{csökken} \times VT2_{it} + \beta_{11} \times \Delta nagykerár_t \times D_{nő} \times VT2_{it} + \dots + \\ & + \beta_{20} \times \Delta nagykerár_t \times D_{csökken} \times VT7_{it} + \beta_{21} \times \Delta nagykerár_t \times D_{nő} \times VT7_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

ahol az i a kistérség indexe, a t pedig az idő (hét) indexe, a többi változó a korábbi modellekben használtaknak megfelelő. A becslési eredményeket a 8. táblázat mutatja.

A kapott regressziós együtthatók a következőképpen értelmezhetők: a konstans azt mutatja meg, hogy abban a kistérségben, ahol maximum egyetlenegy nagyobb színes kúthálózat van jelen (ez a kontrollcsoport), van-e valamilyen kiskereskedelmi árváltozás akkor, amikor a nagykereskedelmi ár nem változik. A VTX változók együtthatói azt mutatják meg, hogy a nagykereskedelmi ár változatlansága esetén a kontrollcsoporthoz képest van-e (és ha igen, milyen) kiskereskedelmi árváltozás azokban a kistérségekben, ahol a nagyobb színes kúthálózatok száma X . A $\Delta nagykerár_t \times D_{csökken}$ azt mutatja meg, hogy a kontrollcsoport kistérségben egyforintos nagykereskedelmi üzemanyagár-csökkenés átlagosan hány forintos kiskereskedelmi árcsökkenést okoz. A $\Delta nagykerár_t \times D_{csökken} \times VTX$ interakciós tag együtthatója pedig azt mutatja meg, hogy a kontrollcsoporthoz képest mennyivel vál-

⁵² Ugyanezekre az eredményekre jutunk akkor is, ha az ártranszmissziót nagyobb kúthálózatok áaira külön-külön vizsgáljuk.

⁵³ Vagyis lényegében kombináljuk az ártranszmissziós és az ár-koncentrációs-becslést.

8. táblázat

Az ártranszmisszió és a koncentráció összefüggését vizsgáló regresszió eredményei

Magyarázó változó	Eredményváltozó: $\Delta kiskerár_t$	
	koefficiens	standard hiba
Konstans	0,035	0,025
VT2	-0,035	0,034
VT3	-0,052	0,037
VT4	-0,041	0,039
VT5	-0,051	0,048
VT6	-0,068	0,048
VT7	-0,083	0,055
$\Delta nagykerár \times D_{csökken}$	0,992**	0,007
$\Delta nagykerár \times D_{nő}$	0,971**	0,009
$\Delta nagykerár \times D_{csökken} \times VT2$	-0,007	0,009
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT2$	0,007	0,013
$\Delta nagykerár \times D_{csökken} \times VT3$	-0,020	0,010
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT3$	0,010	0,014
$\Delta nagykerár \times D_{csökken} \times VT4$	-0,015	0,010
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT4$	0,009	0,015
$\Delta nagykerár \times D_{csökken}^* \times VT5$	-0,017	0,012
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT5$	0,004	0,019
$\Delta nagykerár \times D_{csökken} \times VT6$	-0,016	0,012
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT6$	0,014	0,019
$\Delta nagykerár \times D_{csökken} \times VT7$	-0,034*	0,016
$\Delta nagykerár \times D_{nő} \times VT7$	0,018	0,022
R^2		0,94
A megfigyelések száma		13 250

* 5 százalékon, ** 1 százalékon szignifikáns változó.

tozik a transzmisszió abban a kistérségben, ahol a nagyobb színes kúthálózatok száma X .⁵⁴ Nagykereskedelmi árnövekedés esetén az együtthatók értelmezése a fentiekkel analóg.

Elsőként tekintünk, hogy milyen eredményeket kapunk a kontrollcsoportra, hiszen a többi együttható is ehhez képest méri az eltérést! A 8. táblázatból látható, hogy a nagykereskedelmi ár változatlansága esetén a kiskereskedelmi ár sem változik (a kapott együttható nullától nem különbözik szignifikánsan), a nagykereskedelmi ár egyforintos csökkenése esetén a kiskereskedelmi ár 0,99 forinttal csökken, míg nagykereskedelmi ár emelkedése esetén 0,97 forinttal nő. A két hatás különbözőségére futtatott Wald-próba alapján ugyanakkor ez a két érték (0,99 és 0,97) nem tér el egymástól szignifikáns mértékben (5 százalékos szignifikanciaszinten), azaz a kontrollcsoport kistérségeiben nem beszélhetünk aszimmetrikus transzmisszióról.

A többi kistérség esetében elmondható, hogy azok nem különböznek szignifikánsan a kontrollcsoporttól: mivel a VTX változók együtthatói nem szignifikánsak, ebből az követ-

⁵⁴ Ha például az a kérdés, hogy egy olyan kistérségben, ahol a nagyobb kúthálózatok száma 4, mennyivel változik a kiskereskedelmi ár egyforintos nagykereskedelmi árcsökkenés esetén, akkor össze kell adnunk a $\Delta nagykerár_t \times D_{csökken}$ és a $\Delta nagykerár_t \times D_{csökken} \times VT4$ változók regressziós együtthatóit [0,992+(-0,015)].

kezik, hogy a nagykereskedelmi ár változatlansága esetén – a kontrollcsoporthoz hasonlóan – az X nagyobb színes kúthálózattal rendelkező kistérségekben is változatlan marad a kiskereskedelmi benzinár. Továbbá a táblázatból látható, hogy az interakciós tagok sem szignifikánsak statisztikailag, vagyis az 1 forintos nagykereskedelmi árváltozás esetében a kiskereskedelmi ár is hasonlóan változik, mint a kontrollcsoport kistérségeiben, ebből következik, hogy ezekben a kistérségekben sem lehet kimutatni aszimetriát az ártranszmisszióban.⁵⁵

Mindezek alapján elmondható, hogy az ártranszmisszióban nincs kimutatható aszimetria, és az ártranszmissziót a koncentrációs szintek változásai sem befolyásolják érdemileg.

Összefoglalás

Cikkünkben azt szerettük volna bemutatni, hogy egyszerű leíró eszközök és könnyen hozzáférhető áradatok alapján milyen következtetésekre juthatunk a magyarországi kiskereskedelmi benzinpiaci elemzése során. Ismét szeretnénk hangsúlyozni, hogy ezek a következtetések korántsem tekinthetők határozott állításoknak és legfőképpen versenypolitikai következtetéseknek, sokkal inkább olyan egyszerűsített tényeknek, amelyek rávilágíthatnak alaposabban vizsgálendő kutatási vagy elemzési kérdésekre.

Ugyanezen adatbázis alapján kütszintű regressziók becslésével például azonosítható, hogy az egyes lokális piacokon az egyes versenytársak (Mol, Shell stb.) jelenléte egyenként mekkora versenynyomást gyakorol a különböző versenytársak árazására – ezt a módszert alkalmazta például az Európai Bizottság a StatoilHydro–ConocoPhillips-összefonódásban,⁵⁶ vagy egyszerűbb módon a Gazdasági Versenyhivatal a Shell–Tesco-összefonódásban.⁵⁷ Szintén kütszintű regressziók segítségével elemezhetővé (identifikálhatóvá) válhatnak egyes múltbeli események különböző piaci szereplőkre gyakorolt hatásai – *Csorba és szerzőtársai* [2009] ebben a szellemben elemzi az Agip–Esso- és Lukoil–Jet-összefonódás árakra gyakorolt hatásait. A lokális interakciók és piacok pontosabb azonosításában segítene, ha rendelkeznének a kutak közötti távolságadatokkal – ez a kutatás jelenleg folyamatban van.

Hivatkozások

- BARRON, J.–TAYLOR, B.–UMBERCK, J. [2004]: Number of Sellers, Average Prices, and Price Dispersion. *International Journal of Industrial Organization*, 22. 1041–1066. o.
- BARRON, J.–UMBECK, J.–WADDELL, G. [2002]: The Link Between Seller Density, Price Elasticity, and Market Prices in Retail Gasoline Markets. Working Paper, <http://www.ftc.gov/bc/gasconf/comments2/barronumberckwaddell2002.pdf>.
- BISHOP, S.–WALKER, M. [2002]: *The Economics of EC Competition Law*. London, Sweet & Maxwell.
- CLEMENZ, G.–GUGLER, K. [2006]: Locational Choice and Price Competition: Some Empirical Results for the Austrian Retail Gasoline Market. *Empirical Economics*, 31. 291–312. o.

⁵⁵ Egyedül a Δ nagykerár, $\times D_{\text{csökken}} \times VT7-0,034$ -es együtthatója szignifikáns (5 százalékon), ami azt jelenti, hogy azokban a kistérségekben, ahol legalább 7 nagyobb kúthálózat van jelen, a nagykereskedelmi ár egyforintos csökkenése esetén a kiskereskedelmi ár kevésbé csökken [0,992+(−0,034) forinttal], mint a kontrollcsoport esetén (0,992 forintos csökkenés). Ugyanakkor ez nem teszi aszimmetrikussá a transzmissziót ezekben a kistérségekben sem, ezt Wald-próbával ellenőriztük.

⁵⁶ Lásd COMP/M.4919. sz. ügy 102–120. paragrafus.

⁵⁷ Lásd Gazdasági Versenyhivatal Vj-17/2009/34. számú döntése, 15. pont.

- CSORBA GERGELY–FARKAS DÁVID–KOLTAY GÁBOR [2009]: Separating the Ex Post Effect of Mergers: An Analysis of Structural Changes on the Hungarian Retail Gasoline Market. Kézirat, <http://www.univie.ac.at/RNIC/papers/Csorba.pdf>.
- EB [1997/2008]: A Bizottság közleménye a közösségi versenyjog alkalmazásában az érintett piac meghatározásáról (97/C 372/03). Hivatalos Lap, 08/1. köt. 155–163. o. [http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=DD:08:01:31997Y1209 százalék2801 százalék29:HU:PDF](http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=DD:08:01:31997Y1209%20sz%C3%A1zal%C3%A9k2801%20sz%C3%A1zal%C3%A9k29:HU:PDF).
- HASTINGS, J. [2004]: Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California. *American Economic Review*, 94. 317–328. o.
- HOSKEN, D.–MCMILLAN, R.–TAYLOR, C. [2008]: Retail Gasoline Pricing: What Do We Know? *International Journal of Industrial Organization*, 26. 1425–1436. o.
- KOOP, G. [2008]: Közgazdasági adatok elemzése. Osiris, Budapest.
- IRÁNYMUTATÁS... [2004]: Iránymutatás a vállalkozások közötti összefonódások ellenőrzéséről szóló tanácsi rendelet szerint a horizontális összefonódások értékeléséről. 2004/C 31/03. Hivatalos Lap, 08/3. köt. 10–25. o. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=DD:08:03:52004XC0205%2802%29:HU:PDF>.
- MEERBECK, W. [2003]: Competition and Local Market Conditions on the Belgian retail Gasoline Market. *De Economist*, 151. 369–388. o.
- RODRIGUES, J. [2006]: Buyer power and pass-through of large retailing groups in the Portuguese food sector. Autoridade da Concorrência Working Paper, http://www.concorrenca.pt/download/WP14_Study_Sep-06_PubVers.pdf.
- RODRIGUES, J. [2009]: Asymmetries in the adjustment of motor diesel and gasoline pump prices in Europe. Autoridade da Concorrência Working Paper, http://www.concorrenca.pt/download/WP37_Asymmetries_in_Europe.pdf.
- SCHMALENSEE, R. [1989]: Inter-Industry Studies of Structure and Performance. Megjelent: *Schmalensee, R.–Willig, R. D.* (szerk.): *Handbook of Industrial Economics*. Vol. II. North Holland, New York.
- TAYLOR, C.–HOSKEN, D. [2007]: The Economic Effects of the Marathon-Ashland Joint Venture: The Importance of Industry Supply Shocks and Vertical Market Structure. *Journal of Industrial Economics*, 55. 419–451. o.