

Hedonikus módszer alkalmazása a használt lakások áralakulásának megfigyelésében*

Horváth Áron,
a Magyar Nemzeti Bank
közgazdasági elemzője
E-mail: horvathar@mnk.hu

Székely Gáborné,
a Központi Statisztikai Hivatal
főtanácsosa
E-mail: gaborne.szekely@ksh.hu

A tanulmányban a szerzők a használt lakások árindexének lehetséges hedonikus számítási módjait vizsgálják. A módszer három különböző alkalmazását mutatják be a használt lakások 2001 és 2008 közötti adásvételeinek adataira támaszkodva. A szerzők elsődleges célja nem a lakáspiaci indexek közzététele, hanem az ezek számítását megalapozó módszerek bemutatása és vitára bocsátása. Bár az adatbázis az ingatlanoknak csak kevés jellemzőjét tartalmazza, a hedonikus módszerrel így is jelentős összetételhatás szűrhető ki az átlagárak változásából. A különböző hedonikus számításmódszerekkel a szerzők egymáshoz közel álló eredményeket kaptak.

TÁRGYSZÓ:
Ingatlanpiac.
Lakásállomány.
Árindex.

* A tanulmány kizárólag a szerzők véleményét tükrözi, és nem feltétlenül esik egybe a KSH, illetve az MNB hivatalos álláspontjával. Az ismertetett elemzésekért, következtetésekért és az esetleges hibákért kizárólag a szerzőket terheli felelősség.

A Központi Statisztikai Hivatal az eddig megjelent – lakossági felméréseken alapuló – lakásáradatok (*KSH* [2005], [2006]) mellett a jövőben lakáspiaci tranzakciókon alapuló megfigyeléseket is végezni fog. Ezért olyan számítási módszer kialakítását tűztük ki célul, amely hosszú távon alkalmazható a lakáspiaci árváltozások megbízható mérésére. A fejlesztés ahhoz az Eurostat-pályázathoz is kapcsolódik, melyben Magyarország vállalta egy általános, a lakásszektor egészének ármozgásait együttesen tükröző lakásárindex kidolgozását. E mutató meghatározó eleme a használt lakások árindexe, hiszen e részpiac súlya ma Magyarországon meghaladja mind az új lakásokhoz, mind pedig a lakásfelújításokhoz kötődő kiadások nagyságát.

A tanulmányban a használt lakások árindexének lehetséges hedonikus számítási módjait vizsgáljuk. A módszer három különböző alkalmazását mutatjuk be a használt lakások 2001 és 2008 közötti adásvételeinek adataira támaszkodva. Először a hedonikus indexszámítás motivációját, illetve az adatbázis főbb jellemzőit elemezzük, majd a különböző specifikációval készült becslések eredményét ismertetjük és hasonlítjuk össze.

1. A hedonikus módszer

A hedonikus módszer a legelterjedtebb statisztikai eljárás az aggregált ingatlanár-változás mérésére. Az elv általánosan alkalmazott árindex-készítéskor, amikor egy nem teljesen homogén jószágcsoport megfigyelt átlagárát jelentősen befolyásolja a megfigyelésekben levő összetételhatás. Hasonlóan kezelhető a fogyasztói kosárban szereplő termékek technológiai fejlődése is (*Vita* [2000]). A módszer azon az elméleti megfontoláson (például *Feenstra* [1995]) alapszik, hogy a tárgyak haszna voltaképpen tulajdonságaikból adódik. Ezért, ha abból a feltételezésből indulunk ki, hogy az ingatlanok ára a tulajdonságaiktól függ, az átlagárváltozásból a tulajdonságok mintabeli változásának hatását kiszűrve, az általános árszintváltozást kapjuk. Ily módon például az az összetételhatás is kiszűrhető, hogy az értékesített ingatlanok átlagára – többek között – azért emelkedik, mert kevesebb komfort nélküli lakás került forgalomba, illetve az is, hogy az értékhatárhoz kötött lakástámogatási rendszer bevezetésének idején megnőhet az olcsóbb lakások tranzakcióinak száma, ami a megfigyelt átlagárát *ceteris paribus* csökkenti. A hedonikus regresszióba bevont alapterület-változó korrigálja ez utóbbi összetételhatást. Azaz a hedonikus módszer akkor ad

pontosabb mérést az egyszerűbb mutatószámoknál (átlagoknál), ha az elemzésbe sikerül bevonni az összetételhatás torzításának megragadását elősegítő változókat.

Miután számos fontos minőségi jellemzőt nehéz leírni mennyiségi mutatóval, illetve nem áll rendelkezésre mutatószám, a magyarázóváltozók közé kapcsolódó (proxy) változókat is be szokás vonni. (Például az ingatlan címe nem hedonikus minőségi jellemző, de mégis jelentős információtartalommal bír. Hiszen nem mindegy, hogy egy budapesti ingatlan a II. vagy a X. kerületben van.) *Kain* és *Quigley* [1970] az ingatlanár-indexekkel foglalkozó íráskörében klasszikusnak számító tanulmánya 39 magyarázóváltozót állít a regresszióba, amelyek a következő négy csoportba sorolhatók: az ingatlan műszaki minőségét, az ingatlan elhelyezkedését, a tágabb lakókörnyezetet jellemző, valamint a társadalmi környezethez kapcsolódó (közlekedési és egyéb) tényezők. A változók között olyan tulajdonságok magyarázóereje is szignifikánsnak bizonyul, mint a problémás szomszédok, a panoráma és az iskolák közelsége. Az illetékhivatali adatbázisban azonban sokkal kevesebb jellemző szerepel, így kívánatos volna a szélesebb körű, pontosabb adatgyűjtés.

2. Adatforrás

A KSH lakáspiaci ármegfigyelései a használt lakások adásvételi szerződéseinek illetékhivatali adataira támaszkodnak, amelyeket az APEH-től vesz át.¹ Az illetékhivatalokban rögzített és a KSH-nak átadott adatállomány a 2001-et követő években fokozatosan vált teljessé. Ebben a budapesti kerületek és a megyeszékhelyek lakás-tranzakciói a vizsgálat teljes időszakában (2001–2008) szerepelnek, 270 magyarországi város közül azonban 85-nek az adatai csak 2006-ban, illetve 2007-ben jelennek meg először. Az átvett adatbázisokban 2007 óta már a községi lakás-tranzakciókra vonatkozó adatok is megtalálhatók, lényegében teljesen lefedve ezzel a magyarországi használtlakás-piacot.

Az éves adatbázisok egyesítésével létrejött állomány 2001-től kezdve évente 110–160 ezer városi adásvétel adatát tartalmazza, ezek mindegyike magánszemélyek között létrejött, teljes ingatlan átruházására vonatkozó ügylet. Az illetékhivataloktól átvett adatok a következőket tartalmazzák:

- adásvétel dátuma (év, hó, nap),
- ingatlan helye (település, Budapesten kerület),
- vételár,
- illetékhivatali értékbecslés eredménye,

¹ OSAP 1712-es számú adatgyűjtés.

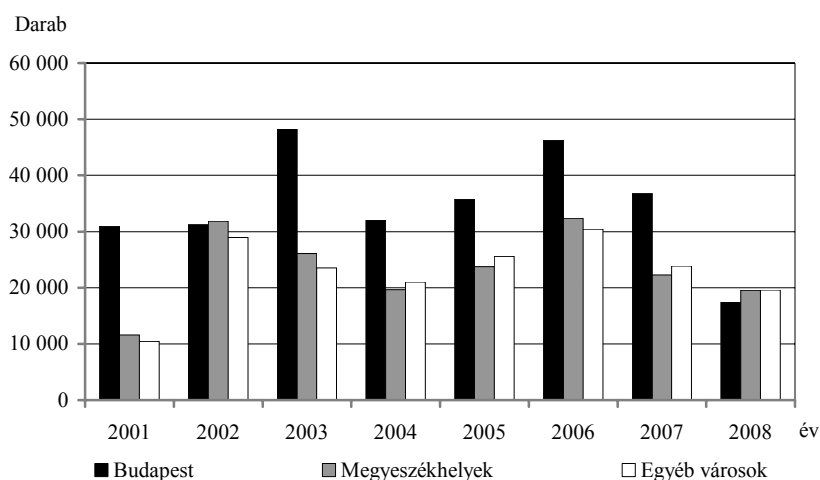
- épület típusa (családi ház, többlakásos társasház és lakótelepi épület),
- lakások alapterülete (az esetek mintegy 70 százalékában).

2008 óta tovább gyarapodott az átadott rekordok adattartalma és javult a meglévő változók kitöltöttsége is. Várhatóan 2009-től bevonhatóvá válnak a községekre vonatkozó adatok is, és így bővíthet a magyarázóváltozók köre.

Az elemzés során csak azokkal a városi lakáseladásokra vonatkozó rekordokkal dolgoztunk, amelyek a lakások alapterületét is tartalmazzák. A 200 ezer forintnál olcsóbb és a 200 millió forintnál drágább vételárat adatrögzítési hibaként kezeltük, és nem vontuk be a vizsgálatba. Ha az illetékhivatali értékbecslés eredménye meghaladta a szerződéses árat, akkor azt tekintettük vételárnak.

Ezen elveket alkalmazva 650 ezer rekordot vizsgáltunk. A számítások idején a 2008. évi adatoknak még csak mintegy 50–60 százaléka érkezett be, melyek többsége az év első hat–nyolc hónapjában megkötött adásvételi szerződések adatai. Ezek települési megoszlása is eltér a végső szerkezettől az adatrögzítési sebesség eltéréséből adódóan.

1. ábra. Adásvételek száma a vizsgált adatbázisban



3. Az alkalmazott regressziós modellek főbb jellemzői

Mint említettük, az ingatlan jellemzői közül a település (Budapesten a kerület) mellett jelenleg a lakás nagyságát és az épület típusát ismerjük, ezért becslésünk pon-

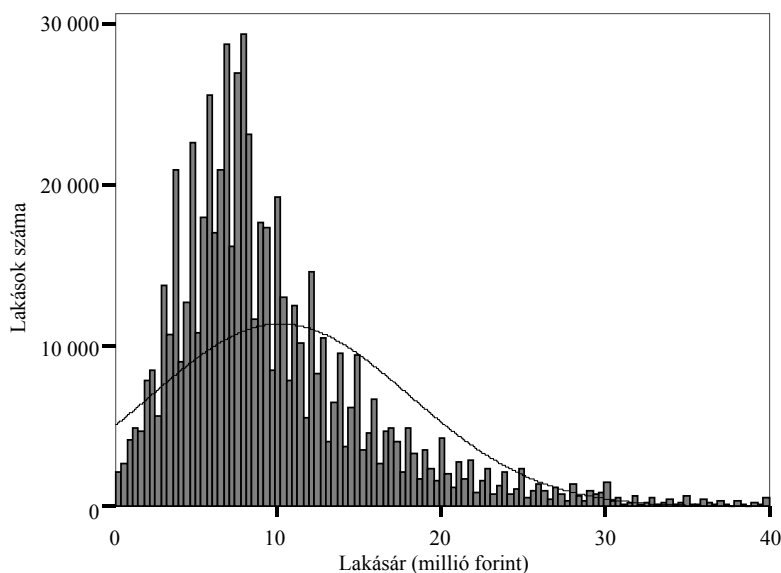
tosságát csak a településhez köthető információk szélesebb körű kihasználásával javíthatjuk.

A lakások értékének becslésére szolgáló regressziós modellt először az 1999-es, majd a 2003-as lakásvizsgálat (*KSH* [2005], [2006]) adatbázisán készítettünk. Az akkori eredmények alapján a teljes lakásállomány piaci értékére vonatkozóan végeztünk számításokat, modelljeinkben lényegében minden felmérhető lakásminőségi információt figyelembe tudtunk venni. Ennek ismeretében jól láthatók a most rendelkezésünkre álló adatbázis legfontosabb hiányosságai. A korábbi modellek 80 százalékos körüli magyarázóerejét (R^2) ugyanis a jelenleg ismert változók mellett elsősorban a következő adatokra támaszkodva értük el: lakások fűtése (például a cirkofűtés megléte), közművesítettsége (teljesen közművesített-e), az épületek műszaki állapota. Ezek hiányában a jelen tanulmányban vizsgált modellek magyarázóereje alacsonyabb, 65–67 százalékos.

A következőkben három különböző megoldást mutatunk be a regressziós modellek összeállítására, melyek között csak az időtényező kezelésében van különbség. Először közös modellben vizsgáljuk az összes rendelkezésünkre álló év adatát, majd két-két egymást követő évet figyelünk meg, végül pedig külön-külön modellt futtatunk le minden évre.

A függő változó mindegyik modellben a lakás eladási árának természetes alapú logaritmusát. Ezt az indokolja, hogy a logaritmikus átalakítás megszünteti a megfigyelt lakásárakat jellemző erőteljes bal oldali aszimmetriát.

2. ábra. A vizsgált lakásárak hisztogramja (2001–2008)



A magyarázóváltozók a rendelkezésre álló lakásadatokból és a településhez kapcsolható statisztikai információkból létrehozott változók, illetve ezek kölcsönhatásai. A településjellemzőket a „Lakásviszonyok, 1999” és a „Lakásviszonyok, 2003” adatfelvételeken alapuló vizsgálatokban (KSH [2005], [2006]) képzett csoportokkal meg-
egyezően alakítottuk ki. A modellek független változói a következők:

Településjellemzők (dummyk)

- budapesti agglomerációba tartozó település
- balatoni agglomeráció települése
- budapesti elit kerületek (I., II., V., XII.)
- budapesti belső kerületek (VI., VII., VIII., IX., X.)
- budapesti átmeneti kerületek (III., IV., XI., XIII., XIV., XIX.)
- budapesti külső kerületek (XV.–XVIII., XX.–XXIII.)
- régióközpont, nagyváros (Szeged, Győr, Debrecen, Pécs, Miskolc)
- nem régióközpont megyeszékhely
- egyéb város (referencia)

Régiók (dummyk)

- Közép-Magyarország
- Közép-Dunántúl
- Nyugat-Dunántúl
- Dél-Dunántúl
- Észak-Magyarország
- Észak-Alföld
- Dél-Alföld (referencia)

Épülettípus (dummyk)

- Családi ház
- Társasház
- Lakótelepi épület (referencia)

A település- és az épülettípus-változók interakciója

- családi ház Budapesten
- családi ház megyeszékhelyen

Lakásnagyság

- a lakásalapterület természetes alapú logaritmusa

Az adásvétel éve (dummyk)

- 2001 (referencia); 2002; ... 2008

A felsorolt független változók a lakások valamilyen tulajdonságaként értelmezhetők, legyen az a hely, a lakásnagyság vagy egyéb jellemző. A modellszámítást stepwise módszerrel végeztük: a program a változókat egyenként, parciális korrelációjuk sorrendjében lépteti be, közben minden új változó bevonásakor újraszámítja a modell paraméte-

reit. Bevonáskor csak az új változó parciális magyarázóerejét veszi figyelembe, ezért a továbbiakban a magyarázóváltozók közötti korreláció nem okoz problémát. Outlierek az első modellszámítás kétszeres szóráson kívül eső értékeit tekintettük, ezek kizárása után a modellek újrafuttatásával kaptuk a következőkben bemutatandó eredményeket.

3.1. A teljes időszak áralakulásának vizsgálata egy modellben

A hedonikus regresszióban magyarázóváltozóként szereplő tulajdonságok együttműködési mutatókat mutatnak meg, hogy az egyes tulajdonságokból egy egységnyi többlet (például egyel több fürdőszoba) átlagosan mennyivel emeli az ingatlan árát. Ezért ezek az együttműködési mutatók az egyes tulajdonságok *árnyékárjai*. Ha az árnyékárak relatív változása az időszak folyamán nem jelentős, akkor a minta egészére illeszthető hedonikus regresszió. Ilyenkor a tulajdonságok együttműködési mutatói időben változatlanok. Ez a *korlátozott hedonikus index*, melynek számítása a következő egyenlettel írható le:

$$\log p_j = b_0 + b_1 q_{1j} + b_2 q_{2j} + \dots + b_p q_{pj} + \sum_{i=2}^t m_i x_{ij} + u_j,$$

ahol a q -val jelölt változók a lakások tulajdonságai (nagyságuk, típusuk vagy elhelyezkedésük), a b együttműködési mutatók pedig a tulajdonságok árnyékárjai. A korlátozottságot az mutatja, hogy a b együttműködési mutatóknak nincs időindexe, azaz az árnyékárak az idő múlásával is változatlanok. A szummás tagban szereplő x_{ij} -k a megfigyelés időszakát mutató dummy változók, azaz $x_{ij} = 1$, ha a j -edik ingatlant az i -edik periódusban adták el. Ennek megfelelően az m_i becslést együttműködési mutatók az adott év „többletértékét” magyarázzák, és ha a bázisévet (2001) elhagyjuk a dummy változók köréből, az árindexet az együttműködési mutatók exponenciális hatványra emelése eredményezi. Vagyis a modellszámítással kapott, évdummy-khoz kapcsolódó együttműködési mutatók a referenciaévhez viszonyított tiszta árváltozást fejezik ki. A végső közös modellbe valamennyi függő változó bekerült, első helyen a lakás alapterülete. A regresszió eredményeként az évváltozókra kapott együttműködési mutatókból exponenciális átalakítással kaptuk a tiszta árváltozás indexeit. A teljes árváltozást a regressziós becslésből származó átlagárak alapján határoztuk meg, az összetétel-változás ezután a teljes árváltozás és a tiszta árváltozás indexeinek hányadosaként állt elő.

Az összetétel 2002–2003-as ingadozása részben a kedvezményes lakáshitelezés kiterjesztésével magyarázható, aminek következtében 2003-ban nőtt a jobb minőségű lakások aránya a lakáspiaci forgalomban. (Lásd az 1. táblázatot.) Mindazonáltal az, hogy a 2005-öt megelőző időszakban az ismert tranzakciók száma nem mindig fedte le a teljes használtlakás-forgalmat, óvatosságra int a következtetések levonása során.

2008-ban újra egynél kisebb összetételhatást kaptunk, mert a nagyobb városok és Budapest adatai közül egyelőre kevés érkezett be a KSH-ba.

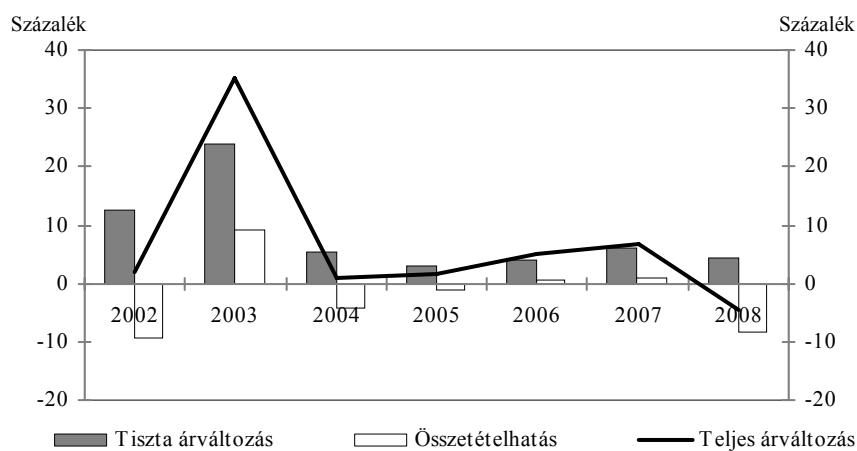
1. táblázat

Az árindex és az árváltozás tényezőkre bontása a nyolc év közös modelljében

Év	m együttható	Referenciaévhez viszonyított tiszta árváltozás (t év/2001)	Tiszta árváltozás (t év/ $t-1$ év)	Becsült átlagár (forint)	Teljes árváltozás (t év/ $t-1$ év)	Összetételhatás (t év/ $t-1$ év)
2001	referencia	1,000	1,000	7 194 220	1,000	1,000
2002	0,120	1,127	1,127	7 344 351	1,021	0,906
2003	0,335	1,398	1,240	9 933 532	1,353	1,091
2004	0,387	1,472	1,053	10 032 239	1,010	0,959
2005	0,416	1,515	1,030	10 199 000	1,017	0,987
2006	0,456	1,578	1,041	10 695 992	1,049	1,008
2007	0,514	1,671	1,059	11 427 632	1,068	1,009
2008	0,556	1,744	1,043	10 917 497	0,955	0,916

Megjegyzés. $R^2=0,66$; outlier: 4,9 százalék.

3. ábra. Az átlagár változásának összetevői a nyolc év közös modelljében



3.2. Két-két egymást követő év vizsgálata külön modellekben

A közös modell használata azon a feltételezésen alapul, hogy az árakat alakító tulajdonságokat a vevők ugyanannyira értékelik a teljes vizsgált időszakban. Ez a feltételezés azonban nem általánosan elfogadott a hedonikus árszámítás során. A műszaki cikkek esetében például az egyes tulajdonságok piaci értékelése rendkívül gyorsan változhat, ami korlátozza az előző specifikáció alkalmazását. Bár a lakáspiac ennél

jóval stabilabb, itt sem kizártak ezek a változások. Számításaink eredményeit ezért abból a szempontból is megvizsgáltuk, hogy tapasztalható-e a modell ilyen jellegű rugalmatlanságának hatása.

A több év közös modelljének az is hátránya, hogy minden együttható, így az indexek értéke is megváltozhat az új adatok beérkezése után becsült egyenletben. Az alábbiakban ezért egy olyan számítás eredményeit mutatjuk be, amelyben kezeltük ezt a kellemetlenséget. A mintát évpárokra osztottuk, és egymást követő évekre futtattunk regressziókat. A tárgyévi tranzakciók dummy változója 1, a bázisévieké 0. A dummy változó együtthatója éppen a megelőző évhez viszonyított árváltozással (illetve annak logaritmusával) egyenlő, mivel ez esetben a bázisév mindig a tárgyévet megelőző év. Minden évpárra két futtatást végeztünk: az első alapján meghatározzuk az outliereket, majd ezek kizárása után a megismételt futtatásból kaptuk a végleges paramétereket.

2. táblázat

Az évpáronként számított modellek legfontosabb adatai

Évpár	Outlierek aránya (százalék)	R^2	m együttható	Tiszta árváltozás* (t év/ $t-1$ év)	Becsült átlagár (forint)	Teljes árváltozás (t év/ $t-1$ év)	Összetételhatás (t év/ $t-1$ év)
2001					7 348 867		
2002/2001	5,4	0,66	0,128	1,137	7 497 915	1,020	0,898
2003/2002	4,9	0,71	0,213	1,237	10 123 795	1,350	1,091
2004/2003	4,6	0,66	0,051	1,052	10 100 865	0,998	0,948
2005/2004	5,4	0,60	0,036	1,036	10 117 873	1,002	0,967
2006/2005	5,2	0,62	0,040	1,040	10 609 376	1,049	1,008
2007/2006	5,0	0,62	0,055	1,057	11 329 275	1,068	1,010
2008/2007	4,6	0,63	0,035	1,035	10 783 279	0,952	0,919

* Tiszta árváltozás = e^m .

Megjegyzés. A 2001. évre becsült átlagár a 2002/2001-es modellből származik.

A 2. táblázat adatait a 1. táblázatával összevetve látható, hogy az indexértékek különbsége minimális, eltérésük a legtöbb esetben 1 százalékpont alatti, csak 2004-ben és 2005-ben haladta meg kissé az eltérés az egy százalékpontot.

3.3. Minden év külön modell

Ha a tulajdonságok értéke a vizsgált időszak alatt változik, akkor az árnyékár változatlanóságának feltételezése torzításhoz vezet. A torzítás elkerülése érdekében külön regressziót szokás felírni minden periódusra, és az árindex számítása egy etalonin-

ingatlan árváltozásának mérésével történik. Az etaloningatlant úgy kell megválasztani, hogy visszaadja a mérni kívánt jelenséget. Így például, ha az ingatlanbefektetések értékváltozásához kívánunk mércét állítani, akkor egy induló periódus tipikus ingatlanának árváltozását kell felírni. Ha pedig az ingatlanvagyon alakulását akarjuk mérni, akkor minden periódusban az aktuális ingatlanállomány átlagát kell szerepeltetni. Súlyrendszerként például az egyes tulajdonságok egész ingatlanállományra vonatkozó átlaga használatos. Mi is ezt a megoldást alkalmaztuk az évenként futtatott modelleknél, amikor a nyolc egymástól független modell b együtthatóit egyszer a tárgyévi, egyszer pedig a bázisévi átlagos minőségi összetétellel (q) szorozva, rögzített minőségi összetétel mellett számítottuk ki a tiszta árváltozást. Az így becsült lakásértékek ebben az esetben tehát nem a lakások átlagos értékét, hanem az átlagos minőségű lakás értékét jelentik. A két érték nem azonos, esetünkben a lakásállományra jellemző baloldali aszimmetria miatt az utóbbi az alacsonyabb.

3. táblázat

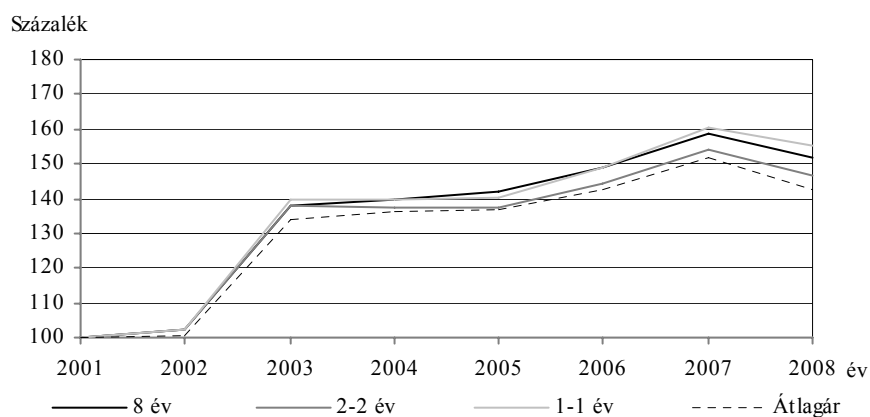
Az évenként számított modellek legfontosabb adatai

Év	R^2	Log (p_t)		Átlagos lakás értéke (forint)		Tiszta árváltozás (t év/ $t-1$ év)	Teljes árváltozás (t év/ $t-1$ év)	Összetétel-hatás (t év/ $t-1$ év)
		tárgyévi	bázisévi	tárgyévi	bázisévi			
		súlyokkal		súlyokkal				
2001	0,66	15,7	15,7	6 408 408	6 408 408	1,000	1,000	1,000
2002	0,66	15,7	15,8	6 564 595	7 284 389	1,137	1,024	0,901
2003	0,69	16,0	15,9	8 951 626	8 204 401	1,250	1,364	1,091
2004	0,64	16,0	16,1	8 947 368	9 377 907	1,048	1,000	0,954
2005	0,61	16,0	16,0	8 974 343	9 151 667	1,023	1,003	0,981
2006	0,62	16,1	16,1	9 556 038	9 417 150	1,049	1,065	1,015
2007	0,62	16,1	16,1	10 268 470	10 133 797	1,060	1,075	1,013
2008	0,63	16,1	16,2	9 960 672	10 637 090	1,036	0,970	0,936

4. Értékelés, a módszerek összehasonlítása

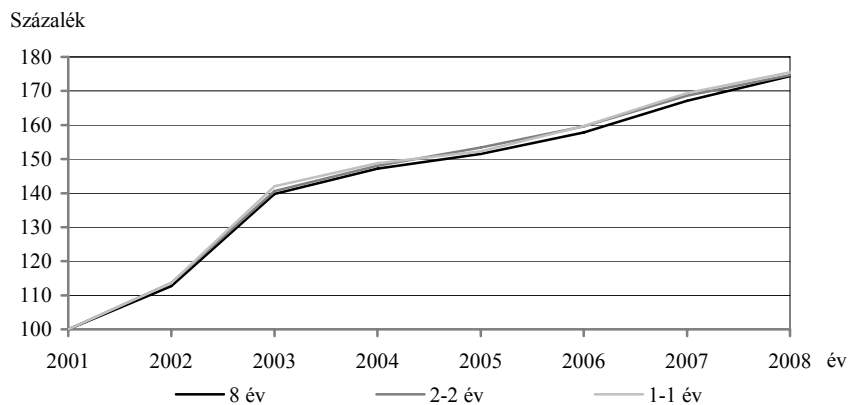
A rendelkezésre álló adatokból hedonikus számítással készített indexek viszonylag kevésbé térnek el mind az egyszerű átlagárak változásától, mind pedig egymástól. 2007-ben a 2001-es bázison számított teljes árváltozás mértéke mindegyik számítási mód szerint 152–160 százalék között volt.

4. ábra. Teljes árváltozás, 2001–2008
(2001=100 százalék)



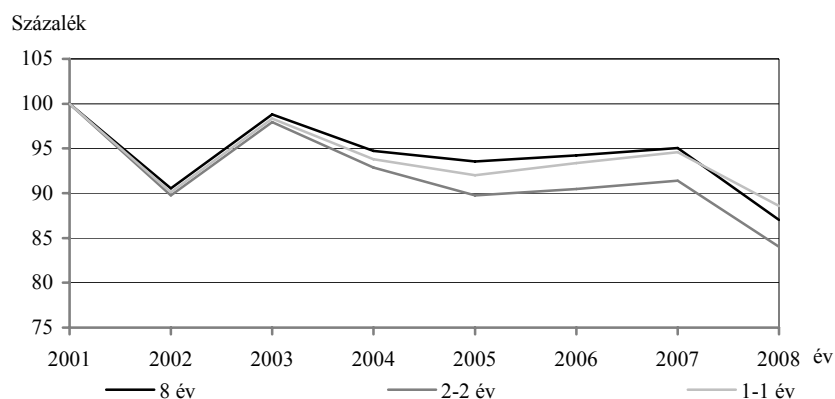
A hedonikus módszer alkalmas az összetételhatás kiszűrésére, amire adatfelviteli okok, illetve markáns lakáspolitikaváltozás következtében is adódtak példák a vizsgált időszakban. Eredményeink szerint a különböző technikával készült hedonikus indexek dinamikája nem mutat jelentős eltérést, ami arra utal, hogy a lakáspiac működési sajátosságai viszonylag stabilak.

5. ábra. Tiszta árváltozás, 2001–2008
(2001=100 százalék)



A regressziós illeszkedés megfelel a hasonló adatbázisokon végzett külföldi eredményeknek, ugyanakkor jóval kisebb, mint a több jellemző alapján készült „Lakásviszonyok 1999” és „Lakásviszonyok 2003” felmérések illesztése. Ezért az adatgyűjtés körének bővítése minden bizonnyal tovább javíthatná az árindexszámítások pontosságát.

6. ábra. Összetételhatás, 2001–2008
(2001=100 százalék)



A hedonikus módszer többféle alkalmazási lehetőségének kipróbálását ugyanazon a meglehetősen nagy és viszonylag hosszú időszakot átfogó adatbázison több okból is fontosnak tartottuk. Egyrészt azt kívántuk megvizsgálni, vannak-e a magyar lakáspiacnak olyan sajátosságai, amelyek következtében más-más számítási módok eltérő eredményekre vezetnek. Másrészt fel akartuk mérni, hogy melyik eljárás alkalmazhatóbb bevezetésre a statisztikai gyakorlatba.

Módszertani kísérletünk során úgy találtuk, hogy a lakáspiac működése meglehetősen stabil összefüggésekkel jellemezhető, így bármelyik megoldás kielégítő eredményre vezet. Az eredményeket és a módszerek gyakorlati alkalmazhatóságát is figyelembe véve a két-két évre végzett modellezés tűnik a leginkább megfelelőnek a statisztikai gyakorlatban. További fejlesztési cél a rövidebb időszakok árváltozásainak megfigyelése, fél-, illetve negyedéves indexek számítása.

Függelék

F1. táblázat

Az elemzésbe bevont esetek száma az adásvételi év és a településtípus szerint (darab)

Év	Budapest	Megyeszékhely	Város	Összesen
2001	30 930	11 614	10 461	53 005
2002	31 206	31 845	28 928	91 979
2003	48 204	26 075	23 540	97 819
2004	31 965	19 662	21 020	72 647

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	Budapest	Megyeszékhely	Város	Összesen
2005	35 795	23 771	25 558	85 124
2006	46 241	32 374	30 443	109 058
2007	36 784	22 245	23 838	82 867
2008*	17 475	19 516	19 582	56 573
Összesen	278 600	187 102	183 370	649 072

* Előzetes adat, az összes várható rekord mintegy 50–60 százaléka.

F2. táblázat

A 2001–2008 időszak közös modelljének paraméterei

Megnevezés	B	Standard hiba	t
Konstans	11,310	0,006	1998,4
log(alapterület)	0,933	0,001	725,0
Közép-Magyarország	0,183	0,005	35,3
2002	0,120	0,002	61,0
Budapesti elit kerületek (I., II., V., XII.)	0,902	0,005	164,9
Társasház	0,149	0,001	106,4
Megyeszékhely	0,257	0,001	171,5
Észak-Magyarország	-0,264	0,002	-122,1
Régióközpont, nagyváros (Szeged, Győr, Debrecen, Pécs, Miskolc)	0,286	0,002	179,9
Baltoni agglomeráció települése	0,455	0,004	106,6
2008	0,556	0,002	257,0
2007	0,514	0,002	257,4
2006	0,456	0,002	239,3
Nyugat-Dunántúl	0,258	0,002	126,2
Közép-Dunántúl	0,230	0,002	111,4
Budapesti átmeneti kerületek (III., IV., XI., XIII., XIV., XIX.)	0,581	0,005	111,7
2005	0,416	0,002	208,4
2004	0,387	0,002	187,5
2003	0,335	0,002	174,4
Családi ház megyeszékhelyen	0,227	0,003	84,4
Családi ház Budapesten	0,297	0,004	69,0
Családi ház	-0,128	0,002	-60,8
Budapesti belső kerületek (VI., VII., VIII., IX., X.)	0,491	0,005	93,0
Budapesti agglomerációba tartozó település	0,490	0,006	87,1

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megnevezés	<i>B</i>	Standard hiba	<i>t</i>
Budapesti külső kerületek (XV.–XVIII., XX.–XXII.)	0,402	0,005	75,1
Észak-Alföld	0,054	0,002	28,8
Dél-Dunántúl	0,039	0,002	18,3

Irodalom

- FEENSTRA, R. C. [1995]: Exact Hedonic Price Indexes. *The Review of Economics and Statistics* 77. évf. 4. sz. 634–653. old.
- KAIN, J. F. – QUIGLEY, J. M. [1970]: Measuring the Value of Housing Quality. *Journal of the American Statistical Association*. 65. évf. 330. sz. 532–548. old.
- KSH [2005]: *Lakásvizonyok az ezredfordulón*. Budapest.
- KSH [2006]: *Helyzetkép a lakásvizonyokról 1999–2005*. Budapest.
- VITA L. [2000]: A hedonikus árindexről. In: *Hunyadi László (szerk.): Fél évszázad a statisztika szolgálatában*. KSH. Budapest. 34–40. old.

Summary

The Hungarian Central Statistical Office is determined to publish a house price index in the near future. This study is intended to serve as a starting point for methodological discussion.

The authors examine alternative hedonic techniques for calculating price indices of existing homes. Three indices are presented based on transactions of 2001–2008. Although few attributes are available in the database, significant composition effects can be filtered out with the used hedonic methods. The authors find negligible differences among indices calculated by these techniques.