

A LAKÁSPOLITIKA TERÜLETI HATÁSAI MAGYARORSZÁGON AZ EZREDFORDULÓT KÖVETŐEN

Hegedüs József a rendszerváltást követő egy évtized lakáspolitikáját a sodródás korszakának nevezte. A „nagy ugrás” így csupán 2000-re tehető, amikor is az első Orbán-kormány által meghirdetett otthonteremtési program a rendszerváltás után először tett kísérletet egy komplex lakáspolitikára bevezetésére. Kétségtelen tény, hogy az otthonteremtési program kézzelfogható eredményeket ért el: az 1999-ben mélyponton lévő lakásépítkezések (19 287 új lakás) növekedésnek indultak, hogy 2004-re 43 913 új lakással elérjék rendszerváltás utáni csúcspontot. Az első otthonteremtési program megítélése ennek ellenére ellentmondásos. Több szerző is annak a véleményének ad hangot, hogy fő haszonélvezői a magas jövedelműek közül kerültek ki, ami az ezredforduló utáni évtizedben a lakásberuházások egészségtelen területi koncentrációját (illetve a fejletlenebb térségek fokozódó lemaradását) vonta maga után. Előjáróban szögezzünk le annyit, hogy az 1999 és 2004 közötti időszakra vonatkozóan nagyjából-egészében mi is egyet tudunk érteni az efféle véleményekkel. Tanulmányunkban azonban meg fogjuk mutatni, hogy a 2004 és 2009 közötti időszakban már nem jelenthető ki ugyanez fenntartások nélkül: ekkor ugyanis már a lakásépítések területi szóródásának bizonyos mértékű csökkenése figyelhető meg. S ez a tény talán az ezredforduló utáni lakáspolitikák eredményeit is más megvilágításba helyezheti.

• • • • •

Hegedüs József nagy jelentőségű tanulmánya¹ a rendszerváltást követő egy évtized lakáspolitikáját a sodródás korszakának nevezte. A „nagy ugrás” szerinte csupán 2000-re tehető, amikor az első Orbán-kormány által meghirdetett otthonteremtési program első ízben tett kísérletet egy valóban komplex lakáspolitikára bevezetésére. Kétségtelen tény, hogy az otthonteremtési program minden ellentmondásossága ellenére kézzelfogható eredményeket ért el: az 1999-ben mélyponton lévő lakásépítések (mindösszesen 19 287 új lakás) növekedésnek

1 HEGEDÜS József, *Lakáspolitikai és lakás piac – a közpolitika határai*, Esély, 2006, 5. sz., 65–100.

indultak, hogy 2004-re 43 913 új lakással elérjék rendszerváltás utáni csúcscukat.² Ha hihetünk Csomós József megállapításának, amely szerint a lakásállomány amortizációjának elensúlyozásához évente körülbelül 40 ezer új lakás (a lakásállomány 1 százalékának) megépítésére van szükség,³ akkor ez azt jelenti, hogy az első otthonteremtési program hatására 2004-re megállt a hazai lakásállomány rendszerváltás óta tartó avulása. Sajnos ez az állapot azonban nem tartott sokáig: a lakásépítések ugyan 2005-ben még a bővös negyvenezres érték fölött tudtak maradni, ezt követően azonban – Magyarország romló makrogazdasági mutatóitól nem függetlenül – egyre inkább érezhetővé vált a kormányzati szintű lakáspolitikai erőteljes visszafogása. Ebben az időszakban a kormányzati szintű lakáspolitikai helyett már csak a különféle bankok által kínált devizahitel-konstrukciók tudták úgy-ahogy szinten tartani a lakásberuházásokat.

A 2009. július 1-jén hatályba lépett 125/2009. (VI. 15.) kormányrendelet felfüggesztette az állami lakástámogatási rendszert, s ezzel végleg lezárta az ezredforduló utáni lakáspolitikák első korszakát. A 2010-ben hatalomra jutó második Orbán-kormány mind ez idáig inkább defenzív stratégiát volt kénytelen folytatni (a kormány mozgásterét leginkább a bajba jutott devizahitelesek megmentésére tett erőfeszítések szorították korlátok közé), a rendelkezésre álló erőforrások szűkössége azonban ettől függetlenül is megnehezíti, hogy a 2011 végén meghirdetett új otthonteremtési program az elsőhöz hasonló eredményeket érjen el.

A jelenlegi bizonytalanságok mindenesetre indokolttá tehetnek egy rövid számvetést az elmúlt évtized lakáspolitikájáról. Tanulmányunk nem lép fel a komplex értékelés igényével. Mindössze az első otthonteremtési program egy széles körben vitatott következményét, a lakásépítések területi eloszlásának sajátosságait vonjuk vizsgálat alá. Leginkább azért, mert egy efféle vizsgálat elvégzése sokat segíthet az első otthonteremtési program (illetve a 2000 utáni lakáspolitikák) eredményeinek, illetve esetleges hiányosságainak feltárásában.

ALAPPROBLÉMÁNK, AVAGY AZ ELSŐ OTTHONTEREMTÉSI PROGRAM HASZONÉLVEZŐI

A 2000-ben meghirdetett otthonteremtési program legfontosabb elemének a jelzáloglevelekkel finanszírozott hitelek állami kamattámogatása tekinthető.⁴ A bevezetéskor 11,2–12,8 százalék +1,5 százalékos jelzáloghitelek jóval kedvezőbbek voltak a tisztán piaci lakáshitelek 19 százalék körüli kamatainál.⁵ Ennek ellenére a hitelfelvétellel – még ezek mellett a viszonylag kedvező kondíciók mellett is – elsősorban a kedvezőbb jövedelmi helyzetben lévők tudtak élni, s így könnyen juthatnánk arra a következtetésre, amely szerint az első otthonterem-

2 A tanulmányban szereplő statisztikai adatok, illetve az ezekre épülő vizsgálat alapjául döntően a következő statisztikai forráskiadványok szolgáltak: *Területi statisztikai évkönyv, 1999*, Bp., Központi Statisztikai Hivatal, 2000; *Területi statisztikai évkönyv, 2004*, Bp., Központi Statisztikai Hivatal, 2005; *Területi statisztikai évkönyv, 2009*, Bp., Központi Statisztikai Hivatal, 2010 – a továbbiakban: KSH.

3 CSOMÓS József, *Lakáspolitikai, lakásgazdálkodás*, Bp., Gondolat, 2006., 136.

4 12/2001. (I. 31.) kormányrendelet a lakáscélú állami támogatásokról. III. 1. pont alapján.

5 A teljesség kedvéért említsük meg a fiatal és/vagy sokgyermekes házaspárok által igénybe vehető, a hiteltörlesztés első tíz évére roppant kedvezményes, maximum 8%-os kamattal igénybe vehető kiegészítő kamattámogatást is.

tési program főleg a (felső) középosztály lakáshoz juttatását célozta meg. Ez a sommás ítélet azonban ebben a formában két okból sem állja meg a helyét.

a) Egyrészt a jelzáloglevelekkel finanszírozott hitelek állami kamattámogatása ugyan tényleg a (felső) középosztály lakáshoz jutását könnyíti meg leginkább, az első otthonteremtési program kidolgozóinak szándéka szerint azonban – közvetett módon – a társadalom szerényebb jövedelmi helyzetben lévő rétegei is profitálhatnak az így meginduló lakásépítési boomból. A kijelentés megértéséhez a *filtráció* fogalmát kell segítségül hívunk, amely Mádi László (a Fidesz legfontosabb szakpolitikusa az első otthonteremtési program kidolgozásának idején) szavaival annyit jelent, „*hogy a társadalomban kialakulhatnak olyan láncolatok, amelyeket egy jobban szituált család elköltözése indíthat el. Ez a döntés ugyanis azt eredményezheti, hogy a család »helyébe«, azaz az addigi otthonába egy nála egy kicsit alacsonyabb státusú család költözhet, amely családnak ez a váltás viszont előrelépést jelent a lakáskörülmények tekintetében*”.⁶ Az a tény tehát, hogy a jobb módú családok a lakáspiacon kialakuló túlkínálat miatt nyomott áron igyekeznek szabadulni korábbi lakásuktól, a szerényebb jövedelemmel rendelkező rétegek esélyét is növeli arra, hogy az eddigieknél jobb minőségű otthonhoz jussanak. Az elsősorban a (felső) középosztály számára igénybe vehető kamattámogatási rendszer jótékony hatásai tehát „leszivároghatnak” az alsóbb rétegek felé.

b) Másrészt az első otthonteremtési program azoknak a rétegeknek a lakáshelyzetén is javítani kívánt, akiknek a jövedelmi helyzete még arra sem volt elegendő, hogy részt vegyenek az a) pontban említett filtrációs folyamatban. A már korábban is létező lakástámogatási formák (szocpol, félszocpol, áfa- és szja-visszaigénylés) megőrzésén és/vagy kibővítésén kívül ennek megfelelően teljesen újak is megjelentek. Akik képtelenek voltak elavult s magas rezsiköltséggel jellemezhető panellakásukból elköltözni, azokon az iparosított technológiával épült, illetve a paneles lakóépületek energiatakarékos korszerűsítését/felújítását megkönnyítő „panelprogram” igyekezett segíteni, míg a saját lakással egyáltalán nem rendelkezők számára az önkormányzati bérlakásépítés jelentett volna megoldást.⁷

Ami a b) pontban lefektetett célok *megvalósulását* illeti, már kevésbé tűnik kedvezőnek a kép: a szerényebb jövedelmi helyzetű rétegek lakáshoz jutását megcélzó intézkedések terén az egész korszakban nem sikerült áttörést elérni.⁸ Különösen igaz ez a bérlakások építésére. Mint ahogy arra Lakner Zoltán felhívta a figyelmet, a bérbeadásra épült lakások száma már 1999 és 2004 között is mindvégig kisebb – 0-7 és 4,5 százalék közötti – volt, mint a bérlakások „induló” részesedése a lakásállományból.⁹ A panelprogram esetében ugyan komolyabb eredményeket sikerült felmutatni, de az elavult panellakások korszerűsítése/felújítása önmagában nem elegendő ahhoz, hogy alapjaiban változtassa meg a hazai lakásállomány képét. Az első otthonteremtési programot tehát csak a filtráció jelenségének érvényesülése esetén lehetne sikeresnek tekinteni. Lakner Zoltán azonban ez utóbbival kapcsolatosan is elég-

6 MÁDI László, *Lakáspolitikai – Otthonteremtés: Történekek és tapasztalatok a közelmúlt magyarországi időszakából*, PhD-értekezés, Sopron, Nyugat-magyarországi Egyetem, 2008, 32.

7 12/2001. (I. 31.) kormányrendelet VIII. 1–3. rész alapján.

8 És ez nem csupán az első otthonteremtési programhoz köthető célokra, de a 2002 és 2010 között hatalmon lévő baloldali kormányok lakáspolitikai programjaira (pl. Fészekrakó program) is igaz.

9 LAKNER Zoltán, *A magyar lakáspolitikai társadalmi hatásai*. Esély, 2006, 5. sz., 55–64., 61.

g e szkeptikusan nyilatkozik. Hangot adott p eld aul abb eli sejt es nek, hogy a lak sberuh az sok koncentraci ja a fejlettebb k oz ep-  s nyugat-magyarorsz gi ter uleteken inkább a filtr ci s jelens g ellen szolgálhat  rv ul.¹⁰ A filtr ci s folyamat megindul sa ugyanis csup n a lak s p it esek koncentraci j val jellemezhet  ter uleteken v rhat . A leszakad  ter uleteken viszont a lak s piac gyakorlatilag „befagy”: a lak s p it esek koncentraci ja tehat nagy val s n s ggel a filtr ci   rv nyes l s t is korl atok k z e szor tja.

A most k vetkezk ben ebb l kiindulva pr b ljuk meg rekonstru lni a filtr ci   rv nyes l s nek lehet s gfelt teleit az ezredfordul t k vet  egy  vtizedben. A vizsg lat megkezd se el tt azonban okvetlen l le kell sz gezn nk, a lak s p it esek ter leti egyenl tlens geinek bemutat sa-elemz se csak a filtr ci   rv nyes l s nek *lehet s gfelt teleire* mutathat r . Hogy ezekkel a lehet s gekkel a kiss  alacsonyabb st tus  csal dok mik nt tudnak  lni, az sok m s t nyez t l – p eld ul az als  k z eposzt ly anyagi lehet s geit l, illetve az  ket seg teni akar   s tud  hitelpolitik t l – is f gg. Ez ut bbiakra azonban elemz s nk sz kre sz bott keretei k z tt nem fogunk k t rni.

A VIZSG LAT MENETE

Az ezredfordul t k vet   vtized lak s p it eseinek ter leti szerkezet t a k vetkezk ben h rom id beli metszetben vizsgáljuk. Kiindul pontk nt azt az 1999-es  vet vessz k szem gyre, amikor a lak s p it esek sz ma el rte a rendszerv lt s ut ni m lypontot (19 287  j lak s). Ezt k vet en a 2004-es  v adatainak a seg ts g vel  rtelmezz k az els  otthonteremt si program k zvetlen eredm nyeit. Az ekkor  p lt 43 913  j lak s – mint m r utaltunk r  – a rendszerv lt s ut ni k t  vtized abszol t cs cs nak tekinthet . A 2004 ut ni id szak azonban – benne a kormányzati szint  lak spolitik  visszafog s val, illetve m g mindig a kedvez bb j vedelmi helyzet ek sz m ra el rhet  devizaalap  hitelek uralkod v  v l s val – szint n figyelemre m lt  lehet. Ez rt szem gyre vessz k a m g mindig viszonylag magas lak s p it esi mut okkal rendelkezk  2009-es  vet is (31 994  j lak s).¹¹ Mindh rom id beli metszet eset ben a statisztikai k st rs gek szintj n  p tj k ki adatb zisunkat, hiszen enn l magasabb – p eld ul megyei – szinten egy, a ter leti folyamatok soksz n s g t  s bonyolult  sszef gg srendszer t  rz kelteni k pes elemz s m r aligha v gezhet  el.

A k vetekzk  tiszt zand  k rd s, hogy milyen adatok seg ts g vel k v nunk k zelebb jutni kett s probl m nkhoz, vagyis

- a) az ezredfordul t k vet   vtized lak s p it eseinek ter leti egyenl tlens geihez;
- b) illetve az esetleges ter leti egyenl tlens gek okainak felt r s hoz.

A lak s p it es ter leti egyenl tlens geit j l mutathatja egy, a lak s p it esek sz m b l k pzett fajlagos mut  (adatb zisunkban: *az 1000 lakosra jut   p tett lak sok sz ma/ v*). Az egyenl tlens g okainak felt r s hoz pedig azt a kiindul  hipot zist vessz k ig nybe, amely szerint a hazai lak politika „nagy ugr s t” reprezent l  els  otthonteremt si program mindenekel tt a (fels ) k z eposzt ly lak shoz juttat s t seg tette volna el ,  s ez a

¹⁰ Uo., 60.

¹¹ Az igaz n l tv nyos visszaes s csak 2010-re (mind sszesen 20 823  j lak s) k vetkezett be.

tendencia a devizahitelek korszakában is folytatódott. Kiinduló feltevésünk tehát a jövedelmi helyzet (adatbázisunkban: *az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem/év*) lakásépítésekre gyakorolt szignifikáns hatását állítja. És amennyiben vizsgálatunk első, általános szakaszában kiinduló hipotézisünk igazolást nyer, vizsgálatunkat a jövedelmi helyzet lakásépítésekre gyakorolt hatásának területi egyenlőtlenségeit elemezve tesszük még kifejezettebbé.

A vizsgálat első szakasza

Elsőként arra keressük a választ, hogy az általunk vizsgált három évben szignifikáns hatást gyakorolt-e az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem/év változója az 1000 lakosra jutó épített lakások száma/év változójára. Egy efféle hatásvizsgálat leggyorsabban a lineáris regresszióanalízis nevű matematikai-statisztikai eljárás segítségével valósítható meg. Jegyezzük meg, hogy a lineáris regresszióanalízis eredményeképpen kapott regressziós egyenes kétfajta tulajdonságát fogjuk hasznosítani elemzésünk során, úgymint:

- a regressziós egyenes illeszkedését;
- illetve a regressziós egyenes meredekségét.

Elsőként tekintünk a *regressziós egyenes illeszkedésére*. Ahhoz, hogy megértsük, mi a regressziós egyenes illeszkedésének jelentése, szükségünk lesz a reziduális fogalmának értelmezésére. E szerint a lineáris regresszió elemzése során a regressziós egyenesnek egy olyan egyenletét írhatjuk fel (i. képlet) – (i) $\hat{Y} = a + BX$ –, amelynek segítségével független változó (X) – vizsgálatunkban: az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem nagysága – minden értékéhez hozzárendelhetjük a függő változó (Y) – jelen esetben: az 1000 lakosra jutó épített lakások száma – becült értékét. Így arra kaphatunk választ, hogy a független változó értékeihez a függő változó milyen értékei tartoznának, ha a függő változó értékeit kizárólag a független változó értékei határoznák meg, vagyis ha a kettejük közötti korreláció determinisztikus lenne. Minden egyéb esetben a függő változók értékei általában el fognak térni a függő változók becült értékeitől. Az eltéréseket a szakirodalom reziduálisoknak nevezi, és általában (e) betűvel jelöli. Y egy valódi (tapasztalati) értéke tehát mindig felírható a független változónk által meghatározott becült érték (\hat{Y}) és az egyéb tényezők által meghatározott reziduális (e) összegeként (ii. képlet): (ii) $Y = \hat{Y} + e$.

Azt mondhatjuk, hogy minél jobb a regressziós egyenes illeszkedése, annál inkább várható, hogy Y egy valódi (tapasztalati) értékét a független változónk által meghatározott becült érték (\hat{Y}), s nem pedig az egyéb tényezők által meghatározott reziduális értéke (e) fogja meghatározni.

A *regressziós egyenes meredeksége* (B) arra ad választ, hogy milyen intenzitású a független változó által kifejtett hatás. Nyilvánvaló, hogy a regressziós egyenes illeszkedésének és meredekségének a segítségével két eltérő összefüggésre mutathatunk rá. Ami számunkra a legfontosabb: még egy jól illeszkedő regressziós egyenes meredeksége is lehet csekély, ha a független változó által kifejtett hatás intenzitása gyenge. Hiszen a független változó által kifejtett hatás intenzitásának nincs köze ahhoz, hogy a független változó értékeit milyen mértékben dominálják a független változó értékei az úgynevezett egyéb tényezőkkel szemben.

Egy jól illeszkedő regressziós egyenes természetesen nem tekinthető negatív jelenségnek, ha egy lakáspolitikai a filtrációra kíván alapozni.¹² A túlságosan meredek regressziós egyenes viszont már a lakáspiac egyensúlyának komoly zavaraira mutat rá. Hiszen minél nagyobb a szóródás a kedvezőbb, illetve a kevésbé kedvező jövedelmi viszonyokkal jellemezhető területi egységek lakásépítései között, annál inkább érvényesülhet a filtráció legkellemetlenebb mellékhatása, a lakásépítések egészségtelen mértékű területi koncentrációja.

És most vegyük szemügyre az általunk választott három időbeli metszet, az 1999-es, a 2004-es és a 2009-es év eredményeit.

1. táblázat • A regressziós egyenes illeszkedése (1999–2004)

ÉV	R	R ²	KORRIGÁLT R ²
1999	,257	,066	,060
2004	,460	,211	,207
2009	,621	,385	,382

Függő változó = 1000 lakosra jutó épített lakások száma

Független változó = egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem

(Forrás: Saját számítás a KSH alapján)

2. táblázat • A regressziós modellhez tartozó varianciaanalízis (Anova) eredményei (1999–2009)

ÉV		NÉGYZETÖSSZEG	SZABADSÁGFOK	SZÓRÁSNÉGYZET	F	SIG.
1999	Regresszió	15,399	1	15,399	10,460	,002
	Reziduális	217,878	148	1,472		
	Összesen	233,277	149			
2004	Regresszió	271,890	1	271,890	44,466	,000
	Reziduális	1015,015	166	6,115		
	Összesen	1286,905	167			
2009	Regresszió	264,091	1	264,091	107,811	,000
	Reziduális	421,327	172	2,450		
	Összesen	685,418	173			

(Forrás: Saját számítás a KSH alapján)

12 A filtrációs folyamat megindulásához ugyanis feltétlenül szükséges, hogy a kedvező jövedelmi viszonyok lakásberuházásokhoz vezessenek.

Anélkül, hogy mélyen belemennénk a lineáris regresszióanalízis technikai részleteibe, tekintjük a Theil-féle, szabadságfokkal korrigált R^2 értékeinek alakulását. E szerint 1999-ben a jövedelmi viszonyok az 1000 főre jutó lakásépítéseknek még csupán 6%-át magyarázták meg. Ez a 6% ugyan már 95%-os valószínűségi szinten is szignifikánsnak tekinthető (hiszen az Anova F-statisztikájához tartozó szignifikanciaérték a 0,05 alatt marad), a hatás viszonylagos gyengesége rögtön nyilvánvalóvá válik, ha a 2004-es, illetve a 2009-es év hasonló adatait is segítségül hívjuk. E szerint 2004-ben 20,7%-ra, 2009-ben pedig már 38,2%-ra nőtt regressziós modellünk magyarázó ereje. Úgy tűnik tehát, hogy a filtrációs folyamat megindulásának feltételei folyamatosan javultak, még ha a 2005 után felépített lakások már nem is voltak elegendők a lakásállomány amortizációjának ellensúlyozására. A regressziós egyenes illeszkedésének javulása azonban – mint már láttuk – önmagában nem mond túl sokat. Okvetlenül tisztáznunk kell ugyanis, mit jelent ez a lakásépítések térbeli egyenlőtlenségeire vonatkozóan. Ehhez tekintsük az 1999-es, a 2004-es és a 2009-es regressziós egyenesek meredekségét.

A szóban forgó regressziós egyenesek meredekségének vizsgálata során első megközelítésben arra keressük a választ, hogy az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem egységnyi növekedése mennyivel növeli az 1000 lakosra jutó lakásépítések értékét. Egy efféle egyenes meredeksége azonban érzékelhetetlenül kicsi lenne (a személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem/év egyforintnyi változása nyilvánvalóan nem fejt ki mérhető hatást a lakásépítési hajlandóságra), ezért – a könnyebb szemléltethetőség kedvéért – az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem/év százezer forintnyi növekedésének a lakásépítési hajlandóságra gyakorolt hatását vizsgáljuk.

3. táblázat • A regressziós egyenes meredeksége (1999–2009)

MODELL		Standardizálatlan KOEFFICIENSEK		Standardizált KOEFFICIENSEK	T	SIG.
		B	Std. Hiba	Beta		
1999	(Konstans)	-0,051	0,586		-0,087	0,93
	jöv/100 ezer	0,299	0,092	0,257	3,234	0,002
2004	(Konstans)	-3,935	1,113		-3,536	0,001
	jöv/100 ezer	0,653	0,098	0,46	6,668	0
2009	(Konstans)	-4,93	0,687		-7,177	0
	jöv/100 ezer	0,449	0,043	0,621	10,383	0

(Forrás: Saját számítás a KSH alapján)

1999-ben a regressziós egyenes meredeksége még mindössze 0,299 volt, azaz az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem százezer forintnyi változása az 1000 lakosra jutó lakásépítések értékét 0,299 lakással növelte meg. Nem meglepő módon az ezredfordulót követően ez az érték jelentősen megnőtt: 2004-re 0,653-ra, azaz az 1999-re számított érték több mint kétszeresére. Úgy tűnik tehát, igaza van azoknak, akik az első otthonteremtési program kapcsán a lakásépítések területi koncentrációjára, illetve annak veszélyeire hívták fel a figyelmet. A 2009-es adatok nyomán azonban arra a figyelemre méltó következtetésre juthatunk, hogy ez a kedvezőtlen tendencia a legutóbbi időkben visszajára fordult. 2009-ben az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem százezer forintnyi változása már csupán 0,449 lakással növelte az 1000 lakosra jutó lakásépítések értékét.

Vizsgálódásunk jelenlegi fázisában azonban még nem világos, mi áll az első látásra kedvezőnek tűnő változás mögött. Valóban az lenne a magyarázat, hogy a szerényebb jövedelmi viszonyokkal jellemezhető területek lakásberuházásai kezdtek felzárkózni a gazdagabbak mögé? Esetleg pusztán arról van szó, hogy a lakásépítések 2004 után tapasztalt csökkenése a magasabb jövedelmi viszonyokkal rendelkező területeken visszafogta a nem létfontosságú – például idényjellegű használatra szánt, befektetési célú – lakásberuházásokat? A következőkben ezekre a kérdésekre próbálunk választ adni.

A vizsgálat második szakasza

A 2004 és 2009 közötti fejlemények pontosabb értelmezéséhez vizsgáljuk meg a 2004-es, majd a 2009-es adatok alapján nyert regressziós egyenes reziduálisait. Mint már utaltunk rá, a reziduális értékek segítségével képet alkothatunk arról, milyen mértékben határozzák meg a függő változó valódi (tapasztalati) értékeit a független változótól különböző (egyéb) tényezők. Mivel a területi vizsgálatok során a függő változó valódi értékei többé-kevésbé szinte mindig eltérnek a regressziós egyenes $\hat{Y} = a + BX$ képlete alapján becsült értékeitől, célszerű lehet elkülöníteni a függő változó azon tapasztalati értékeit, amelyek jól, valamint azokat, amelyek kevésbé jól illeszkednek a regressziós egyenesre. Ezért elsőként nyomtassuk ki az $Y = \hat{Y} + e$ képlet alapján meghatározható standardizált reziduálisok értékeit a 2004-es és a 2009-es évre vonatkozóan. Némileg önkényesen azokat a változókat fogjuk jól illeszkedőknek nevezni, amelyek legfeljebb egy standard hiba távolságban vannak a regressziós egyenestől – a többieket olyan „deviáns” eseteknek tekintjük, amelyeknek valódi értékeit az adott területi egység jövedelmi viszonyain kívül nem elhanyagolható mértékben határozza meg valami más tényező is.

A 2004-es év eredményeit elemezve azt kapjuk, hogy a deviáns eseteket (összesen 32 darab) kihagyva lényegében nem változott a regressziós egyenesünk meredeksége.¹³ Míg a teljes mintával számolva az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem százezer forintnyi változása az 1000 lakosra jutó lakásépítések értékét 0,653 lakással nö-

13 A regressziós egyenes illeszkedése természetesen javult a deviánsok kihagyásával: a korrigált R^2 értéke 0,466-ra emelkedett.

velte meg, a deviánsok kiszzelektálása után csupán minimális csökkenést (0,646) detektáltunk. Ez annyit jelent, hogy a deviáns értékek érdemben nem alakítják át regressziós egyenésünk sajátosságait. Bizonyos deviáns kistérségek területén az ott élők jövedelmi helyzetéhez mérten túl sok (pl. a *budapesti agglomeráció*, a *Balaton környékének* vagy *Hajdú-Bihar megyének* egyes kistérségei), máshol túl kevés (pl. *Borsod-Abaúj-Zemplén megye* és *Komárom-Esztergom megye* egyes kistérségei) lakás épült, de mindenféle szignifikáns tendencia nélkül: a deviáns esetek t értékhez tartozó szignifikanciaszint túl magasnak (0,861), az egyenes meredeksége pedig elhanyagolhatónak tekinthető (-0,079).¹⁴

Ezért térjünk is át a 2009-es év eredményeire. A 33 deviáns eset kiszzelektálása után a regressziós egyenes meredeksége észrevehető mértékben, 0,449-ről 0,363-ra csökkent. Az egy adófizetőre jutó személyijövedelemadó-alapot képező jövedelem százezer forintnyi változása ugyanis a deviáns kistérségek 1000 lakosra jutó lakásépítések értékét 2009-ben már jelentős mértékben, 0,451 lakással növelte meg.¹⁵ 2009-ben tehát – szemben a 2004-es állapotokkal – a deviáns kistérségek lakásépítési hajlandóságát már nem elhanyagolható mértékben (egészen pontosan: 14,9%-ban) határozta meg az ott élők jövedelmi helyzete. Ez a 14,9% persze még mindig viszonylag alacsony érték, de ahhoz képest, hogy deviáns esetekről van szó, mégis figyelemre méltó. Az okokat keresve elsősorban azt kell kiemelnünk, hogy 2004 és 2009 között gyakorta éppen a legkedvezőbb jövedelmi viszonyokkal jellemezhető deviáns kistérségekben nőtt tovább a lakásépítési hajlandóság, és ez éppen elég volt ahhoz, hogy a jövedelmi viszonyok lakásépítési hajlandóságra gyakorolt hatása a deviánsok esetében is szignifikánssá, a hatás intenzitása pedig kifejezettebbé változzon át. A fent jelzett tendencia leginkább *Budapest agglomerációjának* egyes pozitív deviánsainál érvényesült: a *Dunakeszi kistérség* például – jövedelmi viszonyait tekintve 2009-ben az ország negyedik legkedvezőbb helyzetben lévő kistérsége – a 2004-es, alig több mint egy standard hibányi (1,19124) pozitív devianciáját 2009-re 4,30577-re növelte. A negatív deviánsok esetében a deviáns jelleg további erősödése viszont kevésbé szembetűnő. Ez nem feltétlenül pozitív jelenség. Némely esetben persze lehet az is: így a 2004-ben még a legkedvezőtlenebb reziduális értékkel rendelkező *Tatabányai kistérség* 2009-re végleg kikerült a negatív deviánsok köréből, vagyis a kistérség kedvező jövedelmi viszonyai ekkorra már a lakásépítési hajlandóságon is nyomot hagytak. Máskor viszont egészen egyszerűen arról volt szó, hogy a jövedelmi viszonyok terén egyre inkább leszakadó kistérségek lakásépítési hajlandósága már nem tudott hasonló mértékben csökkenni. A 2004-ben és 2009-ben egyaránt negatív deviánsnak tekinthető *Salgótarjáni kistérség* esetében például hiába javultak minimálisan (-1,26194-ről -1,13924-re) a reziduális értékei, ez kizárólag a romló jövedelmi viszonyoknak – és az 1000 lakosra jutó lakásépítések számát szintén pozitív irányba torzító elvándorlásnak – köszönhető: az itt épített lakások száma ugyanis ugyanebben az időszakban 57-ről 37-re csökkent.

14 A deviáns jelleg magyarázatához érdekes adalékokkal szolgálhat: HEGEDÜS József, *Towards a New Housing System in Transitional Countries: The Case of Hungary = Housing market challenges in Europe and the United States*, eds. Philip ARESTIS, Peter MOOSLECHNER, Karin WAGNER, 2011, Basingstoke, Palgrave Macmillan, 178–202; BUSKÓ Tibor László, *Néhány megjegyzés a lakásépítések földrajzáról Magyarországon*, *Corvinus Regionális Tanulmányok*, 2011, 4. sz., 52–58.

15 A t értékhez tartozó 0,016-os szignifikanciaszint tartozik, tehát a kapcsolat itt már szignifikáns.

Ami viszont az eddigieknél jóval nagyobb figyelmet érdemel, az a nem deviáns esetek alapján felrajzolható regressziós egyenes meredekségének már említett csökkenése. Ez annyit jelent, hogy a lakáspiac torzulásai a deviáns esetektől eltekintve 2009-re mérséklődni látszottak. És ez nem csupán az illető kistérségek jövedelmi helyzetéhez viszonyított lakásépítési hajlandóságára igaz. A nem deviáns módon viselkedő kistérségek területén az 1000 főre jutó lakásépítések szórásának értékei 2004 és 2009 között maguk is csökkentek (1,71-ről 1,13-ra). Mondhatnánk persze, hogy ennek leginkább a 2004-ben még viszonylag magas lakásépítési hajlandósággal jellemezhető kistérségek erőteljesebb visszaesése az oka.

4. táblázat • 1000 főre jutó lakásépítések a 2004-ben legmagasabb mutatóval rendelkező nem deviáns kistérségben

	2004	2009		2004	2009
Budaörsi	9,064	10,48	Egri	5,523	1,94
Szentendrei	8,237	4,19	Zalaegerszegi	5,410	2,01
Gödöllői	7,671	6,24	Kőszegi	5,179	1,53
Győri	7,389	4,04	Pécsi	5,132	4,02
Debreceni	6,921	2,35	Szolnoki	5,102	2,78
Gyáli	6,586	4,22	Szegedi	4,846	5,27
Székesfehérvári	6,584	2,48	Békéscsabai	4,614	1,63
Sopron-Fertődi	6,408	5,19	Barcsi	4,527	0,45
Monori	6,101	8,41	Balatonföldvári	4,441	8,71
Budapesti	5,981	6,03	Hajdúhadházi	4,363	2,6

(Forrás: Saját számítás a KSH alapján)

De ez nem teljesen fedi a valóságot: ha megnézzük a 2004. évi 20 legalacsonyabb lakásépítési hajlandósággal rendelkező nem deviáns kistérség listáját, akkor arra a meglepő következtetésre juthatunk, hogy az országosan romló lakásépítési mutatók ellenére 2009-re 7 esetben egyenesen nőtt az 1000 lakosra jutó lakásépítések száma.¹⁶

¹⁶ A teljesség kedvéért persze feltétlenül meg kellene vizsgálni, milyen arányban érintette a devizahitelek későbbi bedőlése ezeket a kistérségeket.

5. táblázat • 1000 főre jutó lakásépítések a 2004-ben legalacsonyabb mutatóval rendelkező nem deviáns kistérségben (1999–2004)

	2004	2009		2004	2009
Mezőkovácsházai	0,27	0,15	Jánoshalmi	0,81	0,37
Szarvasi	0,41	0,54	Tabi	0,82	0,38
Sellyei	0,42	0,30	Sarkadi	0,84	0,52
Bácsalmási	0,55	0,06	Kalocsai	0,85	0,25
Mezőtúri	0,58	2,65	Tamási	0,93	1,02
Ózdi	0,62	0,43	Csongrádi	0,93	3,33
Makói	0,72	0,45	Szentesi	0,95	1,62
Sásdi	0,73	0,49	Pétervásárai	1,06	0,38
Edelényi	0,74	1,31	Mezőcsáti	1,06	0,21
Pécsváradi	0,77	2,16	Bodrogközi	1,09	0,72

(Forrás: Saját számítás a KSH alapján)

Összefoglalva a vizsgálat tanulságait:

1. 1999 és 2004 között valóban nőttek a lakásépítési hajlandóság területi különbségei, nem elhanyagolható mértékben az általunk vizsgált kistérségek jövedelmi viszonyainak függvényében. Az a vélemény tehát, hogy az első otthonteremtési program lakástámogatási formái a lakáspiac területi egyensúlyának komoly zavaraihoz vezettek, az 1999 és 2004 közötti időszak fejleményei alapján nem tűnik alaptalannak.

2. Ez a tendencia azonban 2004-re és 2009-re sok tekintetben megfordult. Ha eltekintünk az úgynevezett deviáns esetektől, akkor az 1000 főre jutó lakásépítések területi különbségeinek csökkenését, sőt bizonyos hátrányos helyzetű kistérségek lakásépítéseinek növekedését tapasztalhatjuk. Úgy tűnik tehát, hogy a filtráció lehetőségfeltételei javultak. A pozitív deviánsok esetében viszont a jövedelmi viszonyoknak a lakásépítési hajlandóságra gyakorolt hatása 2004 és 2009 között még intenzívebbé vált. Ez pedig – ha nem kívánjuk a lakáspiac területi zavarainak helyenkénti elmélyülését – bizonyos területeken (pl. a budapesti agglomerációban) a lakáspolitikai további átgondolását teheti szükségessé.