

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 lakásépítkezések (mindösszesen 19 287 új lakás) növekedésnek

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

indultak, hogy 2004-re 43 913 új lakással elérjék rendszerváltás utáni csúcspontjukat.² Ha hihe-
tünk Csomós József megállapításának, amely szerint a lakásállomány amortizációjának el-
lensúlyozásához évente körülbelül 40 ezer új lakás (a lakásállomány 1 százalékának) meg-
építésére van szükség,³ akkor ez azt jelenti, hogy az első otthoneremtési program hatásá-
ra 2004-re megállt a hazai lakásállomány rendszerváltás óta tartó avulása. Sajnos ez az álla-
pot 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
devizahiteles megmentésére tett erőfeszítések szorították korlátok közé), a rendelkezés-
re álló erőforrások szűkössége azonban ettől függetlenül is megnehezíti, hogy a 2011 végén
meghirdetett új otthoneremtési program az elsőhöz hasonló eredményeket érjen el.

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

ALAPPROBLÉMÁNK, AVAGY AZ ELSŐ OTTHONEREMTÉSI PROGRAM HASZONÉLVEZŐI

A 2000-ben meghirdetett otthoneremtési program legfontosabb elemének a jelzálogleve-
lekkel 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 százalékos kamatainál.⁵ Ennek ellenére a hitelfelvétellel – még ezek mellett a viszony-
lag kedvező kondíciók mellett is – elsősorban a kedvezőbb jövedelmi helyzetben lévők tud-
tak élni, s így könnyen juthatnánk arra a következtetésre, amely szerint az első otthonerem-

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 otthonerem-
tési program kidolgozóinak szándéka szerint azonban – közvetett módon – a társadalom
szerényebb jövedelmi helyzetben lévő rétegei is profitálhatnak az így meginduló lakásépi-
tési boomból. A kijelentés megértéséhez a *filtráció* fogalmát kell segítségül hívnunk, amely
Mádi László (a Fidesz legfontosabb szakpolitikusa az első otthoneremtési program kidolgo-
zásának idején) szavaival annyit jelent, „*hogy a társadalomban kialakulhatnak olyan láncola-
tok, amelyeket egy jobban szituált család elköltözése indíthat el. Ez a döntés ugyanis azt ered-
ményezheti, 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 lakáskörülmé-
nyeik tekintetében*”.⁶ Az a tény tehát, hogy a jobb módú családok a lakáspiacon kialakuló túl-
kínálat miatt nyomott áron igyekeznek szabadulni korábbi lakásuktól, a szerényebb jövede-
lemmel rendelkező rétegek esélyét is növeli arra, hogy az eddigieknél jobb minőségű otthon-
hoz jussanak. Az elsősorban a (felső) középosztály számára igénybe vehető kamattámogatási
rendszer jótékony hatásai tehát „leszivároghatnak” az alsóbb rétegek felé.

b) Másrészt az első otthoneremtési program azoknak a rétegeknek a lakáshelyzetén is
javítani kívánt, akiknek a jövedelmi helyzete még arra sem volt elegendő, hogy részt vegye-
nek az a) pontban említett filtrációs folyamatban. A már korábban is létező lakástámogató-
si formák (szocpol, félszocpol, áfa- és szja-visszaigénylés) megőrzésén és/vagy kibővítésén
kívül ennek megfelelően teljesen újak is megjelentek. Akik képtelenek voltak elavult s ma-
gas rezsiköltséggel jellemezhető panellakásukból elköltözni, azokon az iparosított technoló-
giával épült, illetve a paneles lakóépületek energiatakarékos korszerűsítését/felújítását meg-
könnyítő „panelprogram” igyekezett segíteni, míg a saját lakással egyáltalán nem rendelke-
zők 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 bérlaká-
sok „induló” részesedése a lakásállományból.⁹ A panelprogram esetében ugyan komolyabb
eredményeket sikerült felmutatni, de az elavult panellakások korszerűsítése/felújítása ön-
magában nem elegendő ahhoz, hogy alapjaiban változtassa meg a hazai lakásállomány ké-
pét. Az első otthoneremtési programot tehát csak a filtráció jelenségének érvényesülése ese-
tén lehetne sikeresnek tekinteni. Lakner Zoltán azonban ez utóbbival kapcsolatosan is elég-

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 említjük 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.

6 MÁDI László, *Lakáspolitikai – Otthoneremtés: Történelem és tapasztalatok a közelmúlt magyarországi időszaká-
ból*, 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 otthoneremtési programhoz köthető célokra, de a 2002 és 2010 között hatalmon lé-
vő baloldali kormányok lakáspolitikai programjaira (pl. Fészekrakó program) is igaz.

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

gé szkeptikusan nyilatkozik. Hangot adott például abbéli sejtésének, hogy a lakásberuházások koncentrációja a fejlettebb közép- és nyugat-magyarországi területeken inkább a filtrációs jelenség ellen szolgálhat érvel. ¹⁰ A filtrációs folyamat megindulása ugyanis csupán a lakásépítések koncentrációjával jellemezhető területeken várható. A leszakadó területeken viszont a lakás piac gyakorlatilag „befagy”: a lakásépítések koncentrációja tehát nagy valószínűséggel a filtráció érvényesülését is korlátok közé szorítja.

A most következőkben ebből kiindulva próbáljuk meg rekonstruálni a filtráció érvényesülésének lehetőségfeltételeit az ezredfordulót követő egy évtizedben. A vizsgálat megkezdése előtt azonban okvetlenül le kell szögeznünk, a lakásépítések területi egyenlőtlenségeinek bemutatása-elemzése csak a filtráció érvényesülésének *lehetőségfeltételeire* mutathat rá. Hogy ezekkel a lehetőségekkel a kissé alacsonyabb státusú családok miként tudnak élni, az sok más tényezőtől – például az alsó középosztály anyagi lehetőségeitől, illetve az őket segíteni akaró és tudó hitelpolitikától – is függ. Ez utóbbiakra azonban elemzésünk szűkre szabott keretei között nem fogunk kitérni.

A VIZSGÁLAT MENETE

Az ezredfordulót követő évtized lakásépítéseinek területi szerkezetét a következőkben három időbeli metszetben vizsgáljuk. Kiindulópontként azt az 1999-es évet vesszük szemügyre, amikor a lakásépítések száma elérte a rendszerváltás utáni mélypontot (19 287 új lakás). Ezt követően a 2004-es év adatainak a segítségével értelmezzük az első otthonteremtési program közvetlen eredményeit. Az ekkor épült 43 913 új lakás – mint már utaltunk rá – a rendszerváltás utáni két évtized abszolút csúcának tekinthető. A 2004 utáni időszak azonban – benne a kormányzati szintű lakáspolitikai visszafogásával, illetve még mindig a kedvezőbb jövedelmi helyzetűek számára elérhető devizaalapú hitelek uralkodóvá válásával – szintén figyelemre méltó lehet. Ezért szemügyre vesszük a még mindig viszonylag magas lakásépítési mutatókkal rendelkező 2009-es évet is (31 994 új lakás).¹¹ Mindhárom időbeli metszet esetében a statisztikai kistérségek szintjén építjük ki adatbázisunkat, hiszen ennél magasabb – például megyei – szinten egy, a területi folyamatok sokszínűségét és bonyolult összefüggésrendszerét érzékeltetni képes elemzés már aligha végezhető el.

A következő tisztázandó kérdés, hogy milyen adatok segítségével kívánunk közelebb jutni kettős problémánkhoz, vagyis

- a) az ezredfordulót követő évtized lakásépítéseinek területi egyenlőtlenségeihez;
- b) illetve az esetleges területi egyenlőtlenségek okainak feltárásához.

A lakásépítés területi egyenlőtlenségeit jól mutathatja egy, a lakásépítések számából képzett fajlagos mutató (adatbázisunkban: *az 1000 lakosra jutó épített lakások száma/év*). Az egyenlőtlenség okainak feltárásához pedig azt a kiinduló hipotézist vesszük igénybe, amely szerint a hazai lakáspolitikai „nagy ugrását” reprezentáló első otthonteremtési program mindenekelőtt a (felső) középosztály lakáshoz juttatását segítette volna elő, és ez a

¹⁰ Uo., 60.

¹¹ Az igazán látványos visszaesés csak 2010-re (mindösszesen 20 823 új lakás) következett 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 valószínűsíthető 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 tekintsük a *regressziós egyenes illeszkedését*. 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 a 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 lakáspolitikai 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 legkellémetlenebb 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 R² 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 elegendőek 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 becslült 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 évről 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 egyenesünk 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 állapottal – 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: HEGEDŰS 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 anynyit 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	Kalocsa	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 nőtték 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 lakáspolitikát további átgondolását teheti szükségessé.