

ELEMZÉSEK

NÉMETH NÁNDOR – KISS JÁNOS PÉTER

Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága*

Elméleti és módszertani kérdések

A gazdaságföldrajzi, regionális tudományi munkák, területi statisztikai elemzések egyik leggyakoribb témája hagyományosan az országcsoportok, országok regionális fejlettségi különbségeinek vizsgálata. A „fejlettség” fogalmának számtalan lehetséges értelmezése, összetett jellege miatt Magyarországon is gyakori a többváltozós módszerek használata, komplex fejlettségi mutatók képzése – elég itt csak Faluvégi Albert ilyen szemléletű, évről évre megjelentett, precíz elemzéseire utalnunk (Faluvégi 2004, 2005). Minthogy azonban a fejlettség legtöbb dimenziója összefügg az anyagi jólét egyszerű, egyértelmű közgazdasági tartalmú és számos kifinomult eljárással, idősorosan is elemezhető mutatóival, a fejlettségi viszonyok áttekintő jellemzésére nemzetközileg régóta igen elterjedt az értéktermelés – a területi GDP –, illetve a lakossági (háztartási) jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek vizsgálata is. Ez a kutatási irány is megjelent már évtizedekkel ezelőtt, jóval az szja-adatsorok 1988-as, illetve a KSH területi GDP-adatainak 1994-es kezdőéve előtt a Kovács Tibor által szerkesztett Területi Statisztika hasábjain (lásd például Barta 1977, Agócs–Tábi 1982, Nemes Nagy 1984 munkáit). Az elmúlt bő egy évtizedben pedig – a jövedelmi tagozódásnak a hazai társadalmi egyenlőtlenség-rendszerben játszott növekvő szerepe, a területi jövedelemmutatóknak az Európai Unió regionális támogatási rendszerében juttatott kiemelkedő fontossága miatt, s a szükséges alapadatok immár rendszeres közzétételének is köszönhetően – kiemelkedő jelentőségre tett szert Magyarország területi jövedelmi egyenlőtlenségeinek vizsgálata. A belső területi tagoltság szempontja természetesen akkor is megjelenik a tanulmányokban, ha nem az egész ország, hanem csak egy-egy kisebb térség a vizsgálat alapja. Ám olyan kutatásokat, amelyek áttekintő jelleggel értékelnék az országon belüli területi egységek (például a megyék vagy a kistérségek) belső tagoltságát, és ezeket összehasonlítanák, magyaráznák, igen keveset találunk (ilyen kivétel Lócsei (2002) és Kiss–Lócsei (2005) tanulmánya).

Az elmúlt évtizedekben a jövedelemegyenlőtlenségek iránti érdeklődés a nemzetközi közgazdasági irodalomban is megnőtt, és ezzel kapcsolatban a makroközgazdászok közelítéseiben egyre fontosabb szerepet kap a területi jövedelemkülönbségek vizsgálata. Ez szorosan kapcsolódik a hetvenes évek óta változó hevésséggel zajló konvergencia-vitához, amelynek alapkérdése, hogy a gazdasági növekedés során növekednek vagy csökkennek a jövedelemegyenlőtlenségek a világban, illetve annak egyes régióiban (Major 1998). A vita területi értelemben ugyan főként az országok közötti egyenlőtlen-

* A tanulmány első díjat nyert folyóiratunk Kovács Tibor-pályázatán 2006 őszén.

ségek alakulásáról folyik, de az országokon belüli regionális differenciák alakulása is számos kutatás tárgya (Barro–Sala-y-Martin 1991, Nemes Nagy 1987, 2005).

A téma egyik klasszikus elmélete J. Williamsontól származik (1965), aki – Kuznets (1955) elképzelését regionális alapon kiterjesztve – az országok gazdasági fejlettsége/fejlődése és belső regionális egyenlőtlenségeik nagysága közötti összefüggés modelljét alkotta meg. Empirikus elemzésekkel is alátámasztott hipotézisének lényege, hogy a tőkés gazdaságfejlődés első szakaszát a korábbi kiegyenlített térszerkezet gyors, majd csökkenő ütemű polarizálódása (regionális divergencia) jellemzi, amire idővel a fejlett gazdaságokban a regionális tagoltság csökkenésének periódusa (konvergencia) következik. A belső területi jövedelemegyenlőtlenségek nagyságát az országos fejlettségi szint függvényében ábrázolva tehát jellegzetes, fordított „U” alakú görbét kapunk, ha egy adott időpillanatban különböző fejlettségű országok azonos módon számított területi egyenlőtlenségi mutatóinak nagyságát tekintjük (keresztmetszeti vizsgálat), s akkor is, ha egy adott ország hosszú idősoros területi egyenlőtlenségi mutatóit ábrázoljuk (longitudinális elemzés). Noha Williamson hipotézisének ellenőrzését számos mérési probléma nehezíti, és az elmélet legalább annyi kérdést vet fel, mint amennyire válaszol (például, hogy a fejlődés magasabb szintjén a konvergencia szakadatlanul folytatódik, stagnálásba megy át, netán új divergenciaperiódus kezdődik-e), az eddigi empirikus tesztek többsége, számos bizonytalansági tényező, jelentős helyi eltérések, több kivétel mellett összességében inkább alátámasztotta azt (Nemes Nagy 1987, 2005, Nemes Nagy–Németh 2005).

Mindezekből kiindulva a Williamson-hipotézist alkalmasnak találtuk arra, hogy – elsősorban módszertani kísérletként, de empirikus tanulságok kedvéért is –, kisebb területi egységek belső jövedelmi tagoltságának értékelésére használjuk. Egyfelől arra voltunk tehát kíváncsiak, hogy alkalmazható-e ilyen kis alapegységek esetében a modell: van-e szignifikáns összefüggés a kistérségek (megyék) jövedelemszintje és belső, települési szintű jövedelem-egyenlőtlenségeik nagysága között, s ha igen, az a modell által előrejelzett kapcsolat-e? Ennek eldöntése viszonylag egyszerű, ugyanis a tőkés piacgazdaság első, divergenciával jellemezhető időszakán – a „fordított U” felfelé ívelő szakaszán – már a világ majd minden országa, köztük hazánk is túl van. Így, ha keresztmetszeti vizsgálatot végzünk, a Williamson-hipotézis értelmében a magasabb jövedelmi szintű kistérségek (megyék) jelenlegi belső egyenlőtlenségeinek tendenciaszerűen kisebbeknek kell lenniük az alacsonyabb átlagjövedelmű egységek esetében tapasztaltnál: a jövedelmek nagysága és a belső egyenlőtlenségek szintje között negatív irányú összefüggést várhatunk.

Magyarország esetében ugyanakkor számolni kell azzal is, hogy az államszocialista időszak „nem piaci” viszonyainak köszönhetően a múlt rendszerben az ország fejlettsége alapján várható „természetes” szintjüknél alacsonyabbra csökkentek a területi egyenlőtlenségek is, amit a rendszerváltás utáni évek „helyreállítási periódusában” ezek átmeneti, drasztikus növekedése követett (Major–Nemes Nagy 1999). Ez a hatás, mivel országosan általános volt, a keresztmetszeti összehasonlítás érvényességét nem befolyásolja, ugyanakkor az 1990 óta eltelt másfél évtized adatainak elemzése lehetőséget ad egy speciális idősoros vizsgálatra is: vajon a kistérségeken (megyéken) belül hogyan változ-

tak az egyenlőtlenségek. A Williamson-hipotézis szerint a fejlettebb térségekben – mivel esetükben alacsonyabb egyenlőtlenségi szint a „természetes” – az 1990-et követő években kisebb mértékű differenciálódásra számíthattunk, míg a 2000 után tapasztalható kiegyenlítődési trendnek ezekben kellett erőteljesebbnek mutatkoznia. Számításaink többségét ezért 1990-től 2004-ig valamennyi évre elvégeztük.

Vizsgálatunk első lépéseként egydimenziós koncentrációs mutatók kiszámításával meghatároztuk a kistérségek és megyék települései közötti jövedelemegyenlőtlenségek nagyságát, majd ezek értékeit vetettük össze – egyszerű táblázatok, diagramok, illetve lineáris regressziószámítások segítségével – átlagos jövedelmi szintjükkel¹. Kíváncsiak voltunk arra is, hogy a térségek átlagos fejlettségi (jövedelmi) szintjén túl milyen tényezők befolyásolják még belső egyenlőtlenségeik nagyságát, s összességében melyik hatás rendelkezik a legfontosabb magyarázóerővel? Sajnos a kérdésre nem lehet teljesen egzakt választ adni. A területi jövedelemegyenlőtlenségek mérőszámaként használt koncentrációs mutatók értékeit ugyanis sokféle eredetű, véletlennek tekinthető tényező is befolyásolja, amelyek a keresztmetszeti elemzést erősen megnehezítik (Nemes Nagy 2005). Ilyenek különösen a térfelosztás különbségei. Nem részletezve a lehetséges okokat (ezekről kiváló áttekintést nyújt Dusek 2004), csak az esetünkben legfontosabbakat emeljük ki:

- Több településből álló kistérségekben minden egyéb körülmény azonossága mellett is jellemzően nagyobb az egyenlőtlenségi mutatók értéke.
- Azonos számú településből álló, azonos jellemzőkkel rendelkező, de eltérő méretű kistérségek közül a kisebb lakosságszámúakban nagyobb az egyenlőtlenségi mutatók értéke.
- Mivel a nagyobb települések általában fejlettebbek, a kistérségek településállományának méret szerinti megoszlása is befolyásolja az egyenlőtlenségi mutatók értékét (például két százezer lakosú, 10-10 településből álló kistérség közül nagyobb lesz az egyenlőtlenségi mutatók értéke abban, ahol 10 db tízezer fős településről van szó, mint ahol a 91 ezres központot 9 db ezer lakosú település kíséri). A súlyozott egyenlőtlenségi mutatók esetében – ahol a számításban szereplő minden település fejlettségi szintjét méretével, azaz lakosságszámával arányos mértékben vesszük figyelembe – a településméret-összetétel szerepe a számítás módjából adódóan is felértékelődik.
- A településhálózat regionális sajátosságai (például alföldi óriásfalvas-mezővárosos rendszer) és a kistérségek lehatárolásának eltérő elvei is befolyásolják az egyenlőtlenségi mutatók értékét (ha például valahol egy nagyvárost csak néhány közvetlen szomszédjával sorolnak egy kistérségbe, máshol viszont a „valódi”, teljes vonzáskörzetet jelölik ki egy kistérségnek, az egyéb feltételek azonossága mellett is igen eltérő egyenlőtlenségi mutatókat kaphatunk).

¹ Eljárásunk tehát a regionális tagoltság hagyományos elemzési irányának megfelelően az úgynevezett szigma-konvergenciát teszteli, azaz konvergenciának a jövedelmek területi szóródásának csökkenését tekinti – szemben a béta-konvergenciát alapul vevő megközelítéssel, amely alapján akkor beszélhetünk a jövedelmek kiegyenlítődéséről, ha a fejletlenebb térségek növekedési üteme meghaladja a fejlettekét.

E sokféle véletlenszerű hatás együttesen olyan „zajt” eredményez az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben, amelynek következtében a jövedelemkülönbségeket meghatározó „valódi” tényezők összesített magyarázóereje (egy többváltozós regressziós modellben) is viszonylag alacsony lesz, tényleges hatóerejük pedig csak korlátozottan összevethető. A torzító hatások azonban módszertani fogásokkal csökkenthetők, így hipotéziseink érvényességének megállapítását nem teszik lehetetlenné.

Vizsgálataink területi kereteként olyan alapegységeket kellett választanunk, amelyek:

- hasonló nagyságú részekre osztva lefedik Magyarország egész területét, és hasonló darabszámú településből állnak;
- külön kezelik Budapestet (a fővárost már pusztán kiugró mérete miatt célszerű kihagyni a vizsgálatokból);
- nem önkényesek, illeszkednek a nagyobb adminisztratív egységek határaihoz;
- elemeikhez pontos jövedelemadatok és egyéb empirikus társadalmi-gazdasági információk rendelkeznek;
- elégséges elemszámot biztosítanak bizonyos matematikai-statisztikai elemzési eszközök használatához.

A megyék viszonylag jól megfelelnek mindegyik elvárásnak, a statisztikai kistérségek azonban már kevésbé (elsősorban a hasonló méret és településszám feltétele nem teljesül maradéktalanul). A módszertani nehézségek csökkentése érdekében az 1994 óta létezett háromféle kistérségbeosztás közül nem az aktuális, 168-as rendszert, és nem is a ténylegesen létező városi vonzáskörzeti rendszernek – álláspontunk szerint – leginkább megfelelő 138 kistérséges besorolást választottuk, hanem az 1997–2003 között érvényben volt 150 kistérséges beosztást. Ebben ugyanis Budapest már külön egység, viszont rajta kívül nincs más „egytelepüléses” kistérség (a mai beosztásban Debrecen is ilyen).

A területi egyenlőtlenség különböző lehetséges értelmezéseinek megfelelően a jelenleg mérésre számos, többé-kevésbé eltérő tartalmú területi koncentrációs mutatót használhatunk (Major – Nemes Nagy 1999). Minthogy pedig e különböző indexek valamelyest eltérőnek mutathatják az egyes térségek belső egyenlőtlenségeinek szintjét, jelentősége van a (későbbi elemzéseink függő változóit szolgáltató) területi egyenlőtlenségi mutató megválasztásának is. Tekintve, hogy ideális választás nincs, a lehetséges értelmezések bizonytalanságát csökkentendő célszerűnek tűnt több mutató értékeit is kiszámítani. Ezért két, egymástól lényegesen eltérő tulajdonságokkal rendelkező indexet használtunk a megyéken és kistérségeken belüli, települések közötti jövedelmi differenciák mérésére. (Ezek talán egyetlen közös vonása az, hogy mindkét módszer népességszámmal súlyozva mutatja az egyenlőtlenségek mértékét – tehát a települések nemcsak jövedelemszintjükkel, hanem nagyságukkal arányosan is „hozzájárulnak” térségük egyenlőtlenségi mutatójának alakításához: a nagyobb települések jövedelemszintje jobban számít, mint a kicsiké.)

Az egyik mutató a hazai tanulmányokban is gyakran szereplő, világos tartalmánál fogva előszeretettel használt Hoover-index, ami 0-tól 100%-ig terjedő skálán azt fejezi ki, hogy az egyik vizsgált jellemző (jelen esetben a jövedelem) mekkora hányadát kellene a települések között átcsoportosítanunk ahhoz, hogy megoszlása pontosan megegyezzen a másik vizsgált jellemző (jelen esetben a népesség) települések közötti megoszlásával. Képlete:

$$h = \frac{\sum_{i=1}^n |x_i - f_i|}{2},$$

ahol x_i és f_i két megoszlási viszonyszám (esetünkben az i -edik település népességének, illetve jövedelmének részesedése az adott térség össznépességéből, illetve összjövedelméből), melyekre fennáll a következő két egyenlet: $\sum x_i = 100\%$ és $\sum f_i = 100\%$.

Másik egyenlőtlenségi mutatónk a nemzetközi összehasonlításokban napjainkban nagy előszeretettel alkalmazott logaritmikus súlyozott relatív szórás:²

$$V = 100 \sqrt{\frac{\sum \left(\log \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^2 f_i}{\sum f_i}},$$

ahol $y_i = \frac{x_i}{f_i}$, azaz egy fajlagos (arány) mutató értéke az i -edik területegységben (ese-

tünkben az egy főre jutó jövedelem); $\bar{y} = y_i$ súlyozott átlaga; f_i a fajlagos mutató súlyozásának alapja (a tanulmányban a népességszám). A logaritmizálás praktikus előnye, hogy bár nem változtatja meg az egyes alapadatok sorrendjét, csökkenti az extrém értékek kiugrását, így egy-két ilyen szélsőség kevésbé hat a kimutatott egyenlőtlenségi mértékekre.

A két mutató az egyenlőtlenségi koncepciók két különböző csoportjába tartozik: a Hoover-index eloszlástípusú, míg a logaritmikus szórás szóródástípusú jelzőszám. Előbbi az eloszlás minden elemére egyformán érzékeny, utóbbiban azonban (a logaritmizálás ellenére is) erőteljesebben jut érvényre az eloszlás két szélén található értékek hatása. A logaritmikus szórás hátránya, hogy interpretációja jóval nehezebb, mint a Hoover-indexé – már csak azért is, mert értékkészlete felülről nem korlátos –, ugyanakkor míg a Hoover-index érzéketlen az átlag alatti és az átlag fölötti jövedelemszintű települések körén *belül* bekövetkezett jövedelmi elmozdulásokra, addig a logaritmikus szórás nem az. E különbségek ellenére, mint azt látni fogjuk, a kétféle mutató használatával kibontakozó összefüggések és trendek lényegében nem tértek el egymástól, hipotéziseink ellenőrzésére mindkét jelzőszám egyaránt alkalmasnak bizonyult.

A belső egyenlőtlenségek mértéke

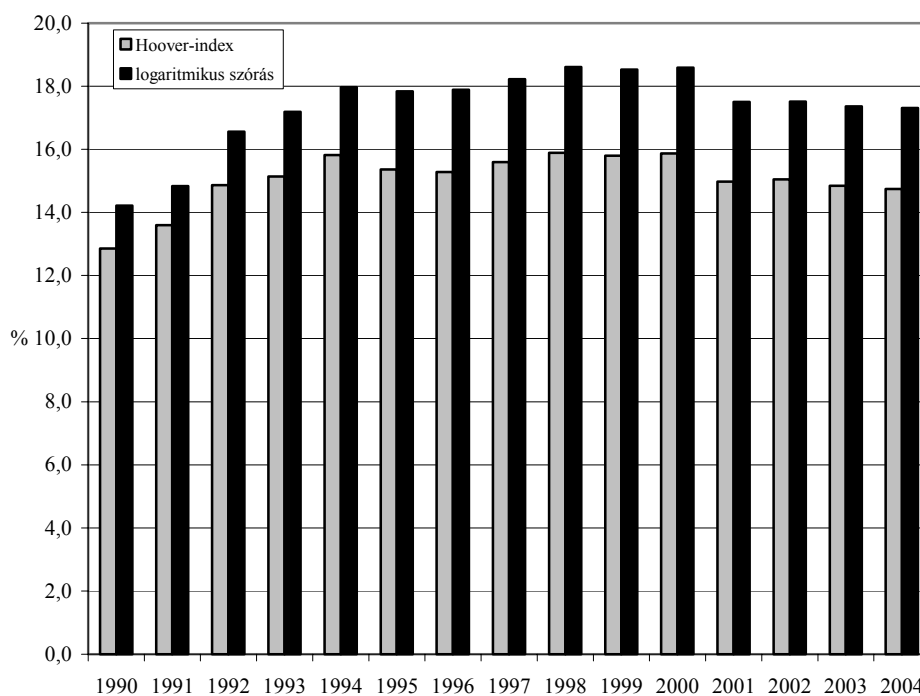
Számításaink alapadatbázisát a települések 1990 és 2004 közötti évek állandónépesség-adatai, valamint az adott évben az adott település lakosai által bevallott személyi jövedelemadó alapjának összege képezte. E változókat – csakúgy, mint a későbbi vizsgálatunkba bevont többi adatot – általában a KSH T-STAR adatbázisából nyertük (az

² A következőkben az egyszerűbb fogalmazás kedvéért a „logaritmikus szórás” megjelölést használjuk, de mindvégig a logaritmikus súlyozott relatív szórásról lesz szó.

egyetlen fontosabb kivételt a 2001 előtt bevallott adóköteles személyi jövedelem értékei jelentik, amelyek közvetlenül az APEH adatbázisából származnak).

1. ábra

*Az adóköteles jövedelmek települési szintű egyenlőtlenségei
Magyarországon, 1990–2004*



Kétféle egyenlőtlenségi mutatóknak kiindulásként országos és települési szintű alakulását számítottuk ki. A két index időbeli futása szinte teljesen azonos trendet mutat: a rendszerváltozás utáni években gyorsan megnövekedtek a települési szintű jövedelmi differenciák – az okok részletesen feltártak, lásd például Faluvégi (2005) munkáját –, majd több éves stagnálás után az új évezred első éveiben egyértelmű, bár kisebb mértékű kiegyenlítődés következett be (1. ábra). Ez utóbbi, rövidebb szakasz még kevésbé elemzett, de mindenképpen komoly szerepet játszik benne két központi bérintézkedés: a minimálbér drasztikus emelése 2001–2002-ben, illetve az 50%-os közalkalmazotti béremelés 2002–2003-ban (Kertesi–Köllő 2004).

Részletesebb vizsgálatainkat a 19 megyére, illetve a 149 tagú kistérségi rendszerre végeztük el (Budapestet a korábban ismertetett megfontolásokra tekintettel nem szerepeltettük számításainkban). A megyék belső, települési szintű jövedelmi egyenlőtlenségi értékeinek összevetése alapján jól tesztelhető, hogy az ország különböző részei között

van-e különbség a belső jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságában, és ha igen, az vajon a Williamson-hipotézisnek megfelelő mintázatot mutat-e: a gazdagabb megyékben kisebbek, míg a szegényebbekben nagyobbak-e a belső egyenlőtlenségek?

Eredményeink jelentős különbségekről tanúskodnak. Észak-Dunántúl megyéi a legkisebb egyenlítősebbek, míg Északkelet-Magyarország és Dél-Dunántúl megyéiben a legnagyobbak a települések közötti jövedelmi egyenlőtlenségek. Mindkét index szerint alapvetően hasonló a megyék sorrendje és az elmúlt 15 év belső egyenlőtlenségváltozásainak iránya is (1. táblázat, 2. és 3. ábra). A legkisebb belső differenciáltságot minden évben Komárom-Esztergom, míg a legnagyobbat – egyetlen év kivételével – Szabolcs-Szatmár-Bereg megyénél mértük. Az elmúlt 15 év átlagértékeit tekintve alacsony belső egyenlőtlenség jellemzi még Győr-Moson-Sopron, Vas és Veszprém megyéket, míg Borsod-Abaúj-Zemplén, Somogy és Tolna megyéket rendre az ellenkező póluson találjuk, de fel-feltűnik magas értékekkel Baranya, Hajdú-Bihar és Jász-Nagykun-Szolnok is (a teljes észak-alföldi és dél-dunántúli régió). A kétféle index átlagértékei alapján kapott megyei sorrendek kisebb eltérései módszertani eredetűek: a rangszámok tanúsága szerint a sok, igen szegény aprófaluvall rendelkező Baranyában az eloszlás széleire érzékenyebb logaritmikus szórás jelez nagyobb differenciáltságot a többi megyével összevetve, míg a mezővárosias-óriásfalvas Bács-Kiskunban és Hajdú-Biharban a Hoover-index (1. táblázat).

1. táblázat

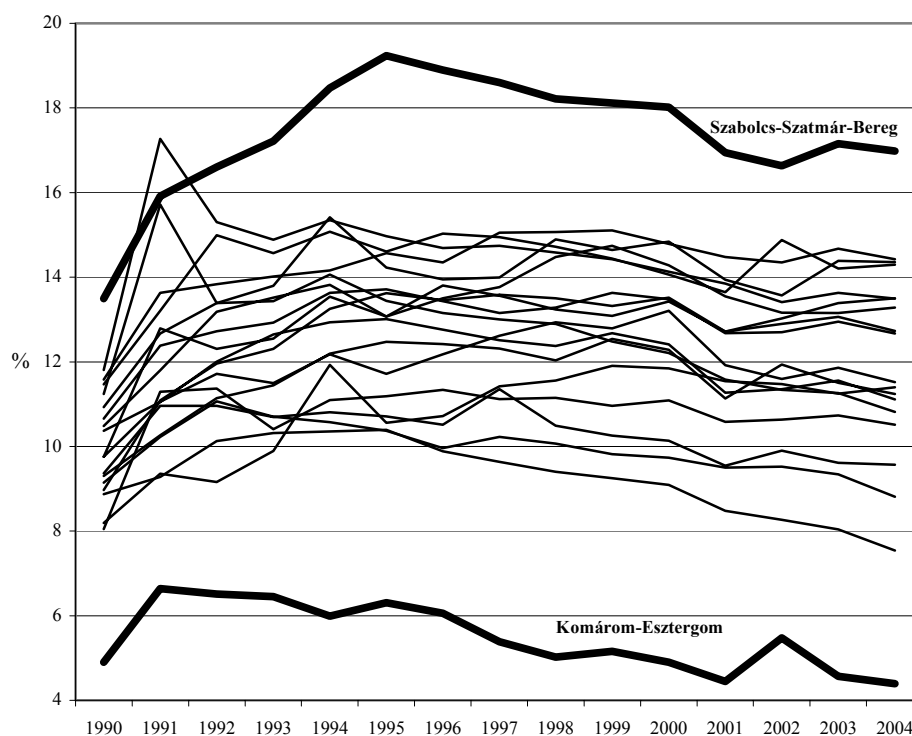
A vizsgált egyenlőtlenségi mutatók nagysága és időbeli alakulása a megyékben, 1990–2004

Megye	Az egyenlőtlenségi mutatók átlagértéke		Rangszám		Az egyenlőtlenségi indexek idősorára illesztett lineáris regressziós egyenes meredeksége	
	Hoover-index	Log. szórás	Hoover-index	Log. szórás	Hoover-index	Log. szórás
Bács-Kiskun	12,93	13,36	7	11	0,06	0,06
Baranya	12,83	16,42	8	3	0,09	0,22
Békés	11,61	12,44	13	12	0,08	0,13
Borsod-Abaúj-Zemplén	14,27	16,34	4	4	0,12	0,21
Csongrád	12,00	13,53	11	10	–0,01	0,04
Fejér	11,90	12,23	12	13	0,09	0,11
Győr-Moson-Sopron	9,26	9,80	18	18	–0,14	–0,10
Hajdú-Bihar	14,16	15,01	5	6	0,06	0,11
Heves	12,75	14,43	9	8	0,19	0,32
Jász-Nagykun-Szolnok	13,32	14,73	6	7	0,12	0,18
Komárom-Esztergom	5,48	6,49	19	19	–0,13	–0,12
Nógrád	10,77	11,52	15	15	0,04	0,18
Pest	10,81	11,42	14	16	0,20	0,21
Somogy	14,44	16,69	2	2	–0,10	0,08
Szabolcs-Szatmár-Bereg	17,37	17,66	1	1	0,10	0,14
Tolna	14,28	16,14	3	5	0,06	0,09
Vas	9,94	11,01	17	17	–0,08	–0,06
Veszprém	10,32	12,05	16	14	–0,07	–0,03
Zala	12,44	13,67	10	9	–0,12	–0,06

Ha pedig mindezt összevetjük a fejlettségi térszerkezet közismert képével – az ország középső és nyugati részének markáns jövedelmi előnye, az északkeleti országrész lemaradása –, világosan kivehető a kétféle területi mintázat hasonlósága: a fejlettebb megyéket kisebb, a fejletlenebbeket pedig nagyobb belső jövedelmi differenciáltság jellemzi. Az összefüggést korrelációs számítás segítségével számszerűsíthetjük is: a megyék egy lakosra jutó jövedelemszintje és belső, települési jövedelemegyenlőtlenségeik Hoover-indexe között a vizsgált 15 év mindegyikében közepes-erős, $-0,61$ és $-0,77$ közötti korreláció adódott (a logaritmikus szórással számolva $-0,51$ és $-0,76$ közöttiek az értékek). Ez az eredmény tehát megerősíti hipotézisünket: *a Williamson-modell országnál kisebb alapegységek esetében is „működik”, avagy – óvatosabban fogalmazva – a magyar megyék „viselkedése” legalábbis illeszkedik a modellhez.* Mindezt azért is fontos kiemelni, mert a megyék esetében a korábban ismertetett, a területi lehatárolásból eredő, az összehasonlítást korlátozó „véletlen” torzító hatások még viszonylag kisebb mértékben vannak jelen.

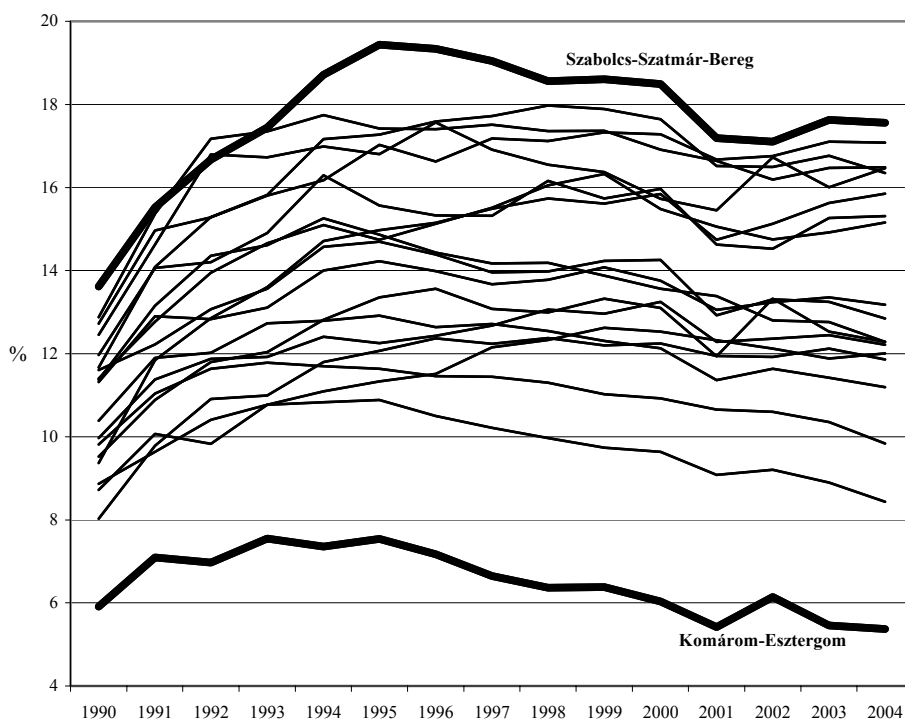
2. ábra

A megyék települési szintű jövedelmi egyenlőtlenségei a Hoover-index szerint, 1990–2004



3. ábra

A megyék települési szintű jövedelmi egyenlőtlenségei a logaritmikus szórás szerint, 1990–2004



Az egyenlőtlenségek időbeli alakulását tekintve további, lényeges megfigyeléseket tehetünk. A 2. és 3. ábra kiválóan szemlélteti, hogy a megyék nagy részében alapvetően ugyanaz az egyenlőtlenségváltozási folyamat játszódott le, mint országos viszonylatban (1. ábra): a kilencvenes évek elején hirtelen differenciálódás következett be, amit stagnálás, majd lassú kiegyenlítődéskövetett. Mégis, a belső egyenlőtlenségek változása megyénként némiképp eltérő mértékű, és valamennyire más időbeli trendet követ. A jelentős ingadozásokkal zajló változások csapásirányát kiderítendő lineáris trendvonalakat illesztettünk az egyenlőtlenségi indexek idősorára (lásd az 1. táblázat utolsó oszlopát). Ugyan, mint arra már kitértünk, az 1990 és 2004 közötti egyenlőtlenségváltozások trendje nem lineáris (országosan egy emelkedő, egy stagnáló és egy enyhén csökkenő szakaszra osztható), a lineáris trendvonalak meredeksége azonban – éppen a linearitásból következően – utal arra, hogy az adott megyében is elindult-e a belső kiegyenlítődésk, sőt arra is, hogy az esetleg megindult nivellálódás mértéke elegendő volt-e ahhoz, hogy a kilencvenes évek elején minden megyében bekövetkezett differenciálódás mértékét ellensúlyozza.

Ábráinkon világosan érzékelhető, hogy a megyék többségében csak nagyon szűk határok között változnak az indexértékek, nincsenek látványos mozgások. A kilencvenes évek eleji növekedést követően a legtöbb megyében hosszú évek óta lényegében stagnál az egyenlőtlenségek mértéke. A legdinamikusabban fejlődő észak- és nyugat-dunántúli megyékben azonban – ahol már 1990-ben is viszonylag mérsékeltek voltak az egyenlőtlenségek – a regionális fejlődést belső kiegyenlítődé is kísérte. Komárom-Esztergomban, Győr-Moson-Sopronban, Vasban és Zalában a Hoover-index 2004-es értéke már kisebb volt, mint 1990-ben, Veszprémben pedig gyakorlatilag az 1990-essel azonos, és ugyanezen 5 megyében egyértelműen negatív a logaritmusos szórás idősorának trendje is. Somogy és Csongrád megyében igen csekély értékű és ellentétes előjelű változást mutat a két index, itt gyakorlatilag a belső különbségek stagnálásáról beszélhetünk. A többi megyében ugyanakkor egyelőre növekvő a trend, az idősorokra illesztett regressziós egyenes meredeksége ugyanis egyértelműen pozitív előjelű (ugyanaz a helyzet egyébként az ország egészét tekintve is: +0,08 a Hoover-index és +0,17 a logaritmusos szórás esetén). Több megyében pedig nem egyszerűen arról van szó, hogy az elmúlt évek egyenlőtlenségcsökkenése még nem érte el a kilencvenes évek eleji növekedés mértékét, hanem arról, hogy tovább növekszenek, vagy a korábbi szinten stagnálnak ma is a települési jövedelemkülönbségek. A legkirívóbb példa Heves megye, amelynek jövedelmi pályája összesítve ugyan az országoshoz hasonló – jövedelemszintje 1990 óta a megyék középmezőnyében található –, ám ezt markáns differenciálódás kíséri: a megye középső sávja (Hatvan–Gyöngyös–Eger vonala) Budapest közelségének, jobb elérhetőségének és kedvezőbb adottságainak köszönhetően dinamikusan fejlődik, az északi aprófalvas és a mezőgazdaság válságával küzdő dél-hevesi térségek viszont folyamatosan romló jövedelmi helyzetűek. Így Heves, amely a Hoover-index alapján 1990-ben még az ötödik legkiegyenlítettebb megyénk volt, 2004-ben már csak 4 megyénél mutatott kisebb belső tagoltságot. A mindig is kirívó mértékben tagolt Szabolcs-Szatmár-Beregben különösen a 90-es évek közepéig nőttek gyorsan az egyenlőtlenségek, míg Tolna, Baranya, Borsod-Abaúj-Zemplén, Nógrád, Hajdú-Bihar, Jász-Nagykun-Szolnok – azaz Északkelet-Magyarország és Dél-Dunántúl megyéi – esetében a különbségek magas szinten való stagnálásáról van szó.

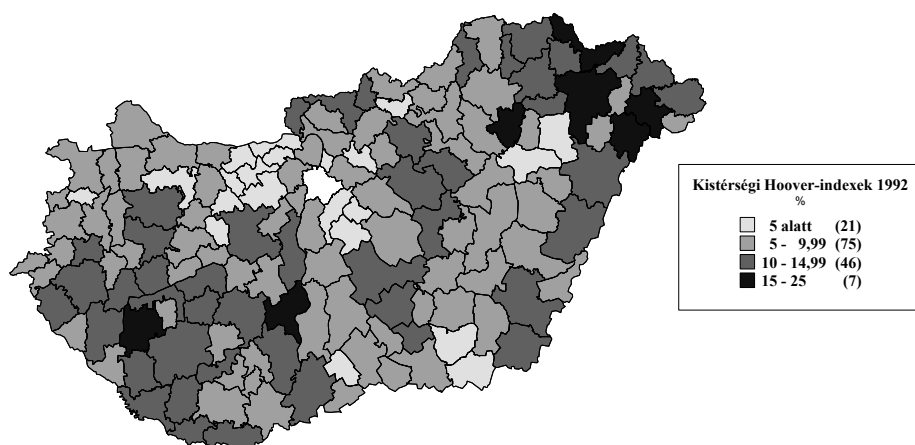
Érdemes megfigyelni, hogy szinte ugyanezeket a megyéket emeltük ki mint a legerősebben differenciált (emellett zömmel alacsony átlagjövedelmű) térségek példáit. Mindez arra utal, hogy *a területi folyamatok alapvetően e térszerkezeti vonás megszilárdulásának irányában hatnak: a kiegyenlítettebb megyékben inkább további nivellálódás történik, míg a differenciáltabbaknál az egyenlőtlenségek további növekedésének – az utóbbi években inkább stagnálásba váltó – trendje uralja a vizsgált időszakot.* Már idézett korrelációs számításaink eredményei is alátámasztják ezt, ugyanis 1990 óta erősödött az összefüggés a megyék jövedelemszintje és belső tagoltsága között: a legerősebb kapcsolatot a Hoover-index és a logaritmusos szórás esetében is 2004-ben mértük ($r = -0,77$, illetve $-0,76$). Az egyetlen komolyabb kivétel (Heves mellett) Pest megye, amely ugyan legfejlettebb megyéink egyike, de a Budapestről a közelbe kitelepült, magas jövedelmű családoknak köszönhetően mégis nő a belső jövedelem-egyenlőtlenség – elsősorban a megye fővárosközeli és Budapesttől távolabbi települései között.

Kistérségi szinten végzett egyenlőtlenségszámításaink alapvetően megerősítik a megyék esetében tapasztaltakat. Mindemellett – éppen a részletesebb térfelosztás, és az ebből adódóan hatványozottan jelentkező, az adatok összehasonlítását nehezítő hatások következtében – sokkal több egyedi jellegzetességre bukkantunk. Ezek azonban nem olyan súlyú jelenségek, hogy teljesen meggátolják hipotéziseink empirikus ellenőrzését és árnyaltabb következtetések levonását.

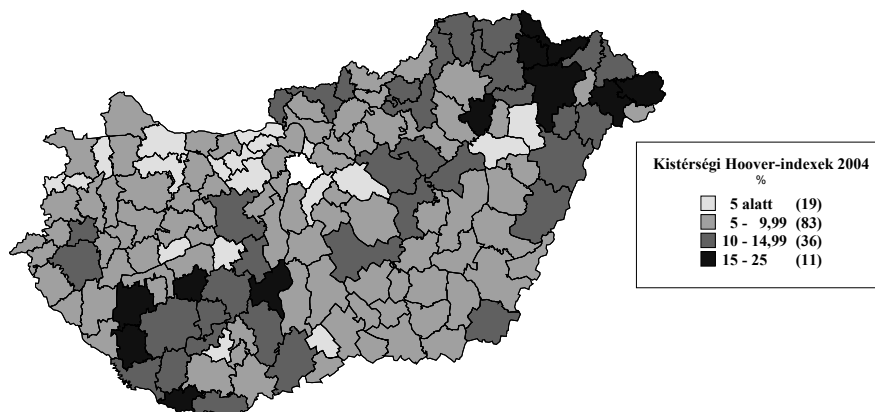
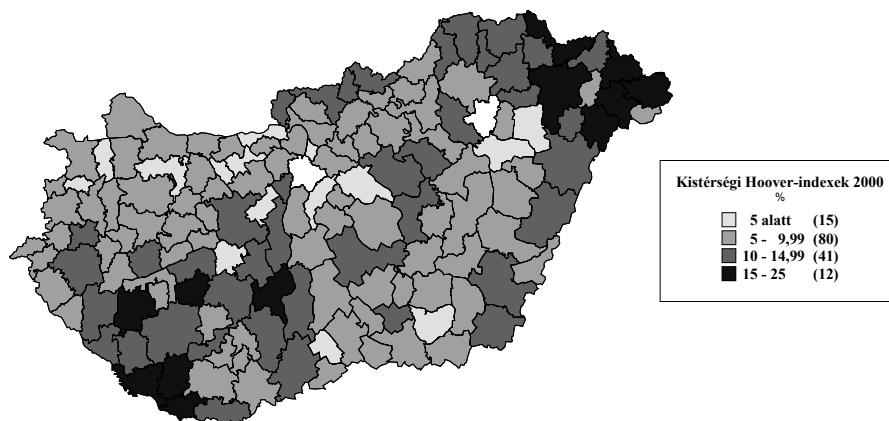
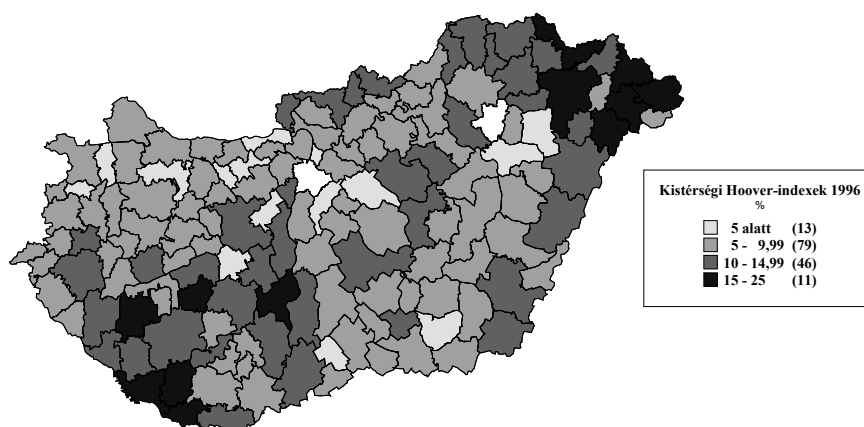
A belső egyenlőtlenségek nagyságát tekintve külön kategóriát képvisel a Tiszaújvárosi kistérség: minden évben mindkét mérőszám szerint jövedelmileg ez a legdifferentiáltabb hazai mikrorégió (a Hoover-index értéke minden évben meghaladta a 20%-ot)³. Ilyen mértékű belső egyenlőtlenséget a Hoover-indexszel már csak a Paksi kistérségnél, a logaritmikus szórással pedig Paks, Siklós, Sellye, Sátoraljaújhely és Encs környékén mértünk, de ezekben sem az évek mindegyikében. Az ellenkező póluson, a legkisebb differentiáltságot a harminc lehetséges esetből (két index, 15 év) 25-ször a Tatabányai kistérségnél tapasztaltuk. Esetében a Hoover-index értéke egyetlen évben sem haladja meg a 2%-ot; ilyen alacsony érték még mindössze az Oroszlányi (az utolsó négy évben) és a Jánoshalmi (1990-ben) kistérségnél fordul elő. A logaritmikus szórás esetében is hasonló a helyzet, a Tatabányai kistérség indexértékei mellett az Oroszlányi és Hajdúböszörményi kistérség adatai a legalacsonyabbak.

4. ábra

A belső jövedelmi egyenlőtlenségek kistérségi mintázata a Hoover-index alapján, 1992, 1996, 2000, 2004



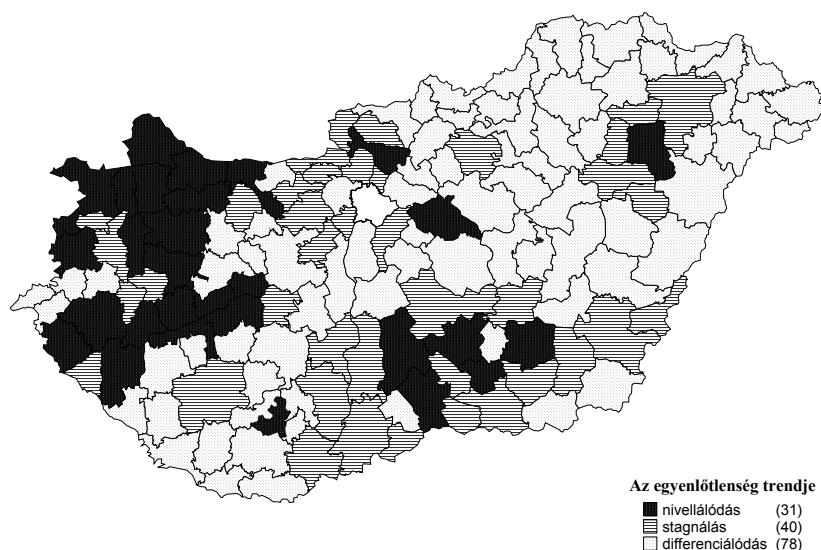
³ A mai, 168-as kistérségi beosztásban a Tiszaújvárosi kistérség belső tagoltsága már jóval kisebb mértékű, mivel a körzet igen szegény keleti felét leválasztották róla, és Mezőcsát központtal önálló kistérségbe sorolták.



Az említett extremitások mellett a két póluson mögöttük felsorakozó kistérségek területi elhelyezkedése nagyobb részben megerősíti a megyei szintű eredmények kapcsán kifejtetteket. Ha a kistérségeket minden évben sorba rendezzük indexértékeik szerint, majd ezeket a helyezéseket egyszerűen átlagoljuk, azt találjuk, hogy – a Hoover-indexszel számolva – az átlagosan legdifferenciáltabb húsz kistérség között csak Szabolcs-Szatmár-Bereg, Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Tolna, Baranya és Somogy megyei területek szerepelnek. Olyan megyék területei foglalják tehát el a differenciáltsági rangsor kedvezőtlenebb, nagy értékekkel jellemezhető pólusát, ahol a megye egésze is hasonló jellemzőkkel bír (4. ábra). A rangsor kisebb belső egyenlőtlenségeket jelző oldalán már korántsem ilyen homogén a kistérségek területi eloszlása, bár Komárom-Esztergom és Pest megye uralja a legfelső kvintilist (hat-hat kistérségük található a rangsor első ötödében). Ezeknek az eredményeknek persze nem szabad túl nagy jelentőséget tulajdonítani – pláne az egyes kistérségek indexértékeit tovább részletezni –, a már többször jelzett, a településhálózati sajátosságokkal és a térséglehatárolással kapcsolatos problémák összehasonlítást nehezítő hatása miatt. (Csak egyetlen példa: a 3 hasonló méretű városból álló Hajdúböszörményi kistérség egyenlőtlenségi adatai nyilván nem vethetők össze közvetlenül az egy nagyvárosból és 78, zömmel aprófaluból álló Zalaegerszegi kistérségével. Ugyanígy nyilvánvaló az is, hogy az azonos értékű Hoover-index másként értékelendő például a Hajdúböszörményi, mint a 10 különböző méretű településből álló Tatabányai kistérség esetében).

5. ábra

A kistérségek belső jövedelemegyenlőtlenség-változásának időbeli trendje, 1990–2004



Megjegyzés: Nivellálódást, illetve differenciálódást állapítottunk meg ott, ahol legalább az egyik index trendje meghaladta a (+,–) 0,05-ös értéket, míg stagnálásnak azt a helyzetet minősítettük, ahol mindkét index trendvonalának meredeksége alatta maradt a (+,–) 0,05-ös értéknek; itt helyenként ellentétes előjelű a két meredekségi adat.

Két koncentrációs mutatónk az egyenlőtlenségek változásának *időbeli* trendjét is általában azonos irányúnak jelzi: a kistérségenkénti idősorokra illesztett lineáris regressziós egyenesek meredeksége alapvetően egy irányba mutat, legfeljebb a meredekség nagyságában vannak kisebb-nagyobb eltérések (a kétféle meredekségi adat közötti korreláció értéke 0,85). Így nagy bizonyossággal állítható, hogy a kistérségek jól kivehető területi mintázatot mutatnak az egyenlőtlenségváltozás iránya és nagysága szerint (5. ábra). Az egyértelmű nivellálódás sokkal ritkább, mint az egyértelmű differenciálódás. Előbbi a kistérségek mintegy ötödét jellemzi: leginkább Nyugat- és Közép-Dunántúlon jelenik meg, de viszonylag összefüggő területen tűnik föl Dél-Alföld középső részén is. Az erős differenciálódás leginkább Észak-Magyarországot, Észak-Alföldet, valamint Dél-Dunántúlt érinti, de hasonló azoknak a kistérségeknek az elhelyezkedése is, amelyeket enyhébb mértékű egyenlőtlenség-növekedés jellemez. Mivel az országos indexek futása is a differenciálódás irányába mutat, így ez utóbbi kategóriák térségei – a 150 kistérség valamivel több mint fele – lényegében az országos trendhez illeszkednek. Érdekes tény, hogy az indexek változásának időbeli trendje és az indexek 1990-es nagysága között véletlenszerű a kapcsolat (nullához közeli a korrelációs együttható), vagyis az egyenlőtlenségek kezdeti mértéke nem utalt arra, hogy a későbbiek során milyen változások következnek be (2. táblázat). A 2004-es jövedelemszóródási adatok azonban már közepesen erősen ($r = +0,52$, illetve $+0,63$) korrelálnak az 1990–2004 közötti egyenlőtlenségváltozások trendjével, ami azt jelzi, hogy *a kistérségek belső egyenlőtlenségeinek ma tapasztalható különbségei jórészt az 1990 óta lejátszódott folyamatok eredményeként alakultak ki.*

A kistérségek jövedelmi tagoltságának tényezői

A kistérségek belső egyenlőtlenségi viszonyainak áttekintése után kistérségi szinten is teszteltük a Williamson-modellt, és ehhez kapcsolódó hipotézisünket: van-e, illetve milyen irányú és mértékű az összefüggés a kistérségek belső jövedelmi egyenlőtlensége és a jövedelmek nagysága között. A két egyenlőtlenségi mutató értékei voltak tehát további vizsgálataink függő változói. Ezek – teljesen eltérő számítási módjuk ellenére – kistérségi szinten is alapvetően együtt mozognak. Ennek bizonyítékát adják a két index között számolt korrelációs együtthatók is, amelyek minden évben 0,91 és 0,95 közé esnek. Regressziós számításaink eredményei közül ezért – bár mindkét egyenlőtlenségi mutató értékeit alapul véve elvégeztük a vizsgálatokat – csak a Hoover-indexre mint függő változóra vonatkozókat ismertetjük részletesebben, a logaritmikus szórással végzett vizsgálatok eredményeire csak röviden utalunk. A lakossági jövedelmeket mint független változókat viszont következetesen két oldalról közelítjük meg. Egyrészt minden kistérséget *saját* átlagos lakossági jövedelmi szintjével jellemezzük, vagyis közvetlenül mérjük hipotézisünk teljesülését. Másrészt közvetett úton is vizsgálódunk: a kistérségeket nem saját, hanem a *szomszédos* kistérségek jövedelmi átlagával jellemezzük,

figyelman kívül hagyva saját jövedelmi szintjüket.⁴ Ez esetben alapkérdésünk így módosul: igaz-e az, hogy a nagyobb belső egyenlőtlenségek olyan kistérségekben fordulnak elő, amelyek szegényebb vidékeken (alacsonyabb átlagjövedelmű regionális környezetben) fekszenek?

Nos, a két egyenlőtlenségi mutató és a két jövedelmi mérőszám között számolt Pearson-féle lineáris korrelációs együtthatók igazolni látszanak ugyan hipotézisünket, ám további vizsgálatok lefolytatására is ösztönöznek (2. táblázat). Az együtthatók előjele ugyanis minden esetben negatív, vagyis tendenciaszerűen a kistérségeket vizsgálva is igaznak látszik, hogy a magas belső egyenlőtlenségek inkább alacsony jövedelmű kistérségekben fordulnak elő, illetve a magasabb jövedelmű térségek általában kiegyenlítettebbek. Az együtthatók nagysága azonban nem meggyőző: a kapcsolatok az esetek döntő többségében ugyan magas szinten szignifikánsak, de az összefüggés erőssége gyenge, jobb esetben is alig közepes. Ez jórészt megfelel várakozásainknak, hiszen már többször említettük a különböző, az alapösszefüggést megzavaró tényezők kistérségi szinten a megyeihez képest jóval erősebb jelenlétét. Figyelemre méltó azonban, hogy minden változópárnál évről évre nő a korrelációs együttható értéke, vagyis a vizsgált térszerkezeti jellemzők egyre inkább a Williamson-hipotézis által felvázolt séma irányába mozdulnak el: *erősödik a kistérségek belső egyenlőtlenségeinek jövedelemszint-függése*. Ennek oka vélhetően az, hogy 1990-ig az államszocialista rendszer sajátos, „piacidegen” eszközökkel megvalósított kiegyenlítő gazdaság- és társadalompolitikája olyan erősen határozta meg a jövedelemegyenlőtlenségek alakulását (is), hogy az a piaci viszonyok között működő összefüggések érvényességét nagymértékben korlátozta. Ennek köszönhetően a rendszerváltás éveiben még nem is volt szignifikáns a belső egyenlőtlenségek jövedelemszinttől való függése, azóta azonban ennek hatása egyre csekélyebb, egyre tisztábban csak a piactársadalmi törvényszerűségek hatása mutatható ki. Azzal a folyamattal párhuzamosan tehát, ahogy az ország egészére számított egyenlőtlenségi mutatók értékei is egyre inkább igazodnak a fejlettségünk által meghatározott szinthez, a kisebb térségi szinteken is kimutatható a „trendvonalra” való visszatérés.

2. táblázat

*Az egyenlőtlenségi mutatók és a jövedelemszintek összefüggése a kistérségekben
(korrelációs együtthatók)*

Megnevezés	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
Hoover-index és jövedelem	-0,090	-0,124	-0,145	-0,229	-0,216	-0,257	-0,269	-0,334
Hoover-index és szomszédsági jövedelem	-0,315	-0,349	-0,348	-0,368	-0,357	-0,400	-0,379	-0,446
Logaritmikus szórás és jövedelem	-0,110	-0,117	-0,145	-0,239	-0,236	-0,294	-0,316	-0,371
Logaritmikus szórás és szomszédsági jövedelem	-0,322	-0,355	-0,348	-0,382	-0,359	-0,421	-0,399	-0,461

Megjegyzés: Vastagon szedve szerepelnek a 95%-os szignifikanciaszintet meghaladó eredmények.

⁴ A szomszédsági átlagjövedelem-adatokat az adott kistérséggel közvetlenül határos kistérségek egy lakosra jutó jövedelmeként állítottuk elő.

Adatsorainkat áttekintve feltűnik az is, hogy szomszédságuk átlagos jövedelmi szintjével rendre erősebben függ össze a kistérségek jövedelmi tagoltságának mutatója, mint saját átlagjövedelmükkel. Ennek oka minden bizonnyal az, hogy a kistérség már olyan kis méretű területi egység, amelynek jövedelemszintjét véletlenszerűnek tekinthető, nem modellezhető helyi tényezők is jelentős mértékben alakítják – egy tágabb regionális környezetet tekintve viszont az ilyen esetleges helyi hatások részben kioltják egymást, kevésbé korlátozva az alapösszefüggés érvényesülését.

Többváltozós regressziós egyenletek segítségével azt is megvizsgáltuk, hogy a két lakosságijövedelem-változó *együttesen* milyen mértékben és milyen módon magyarázza a két egyenlőtlenségi mutató kistérségek közötti heterogenitását. OLS-becsléseket⁵ alkalmaztunk, minden változót mindvégig benntartva az egyenletekben, 1990–2004 között minden évre lefuttatva a folyamatosan azonos struktúrában előállított modelleket. A két jövedelemadatot a kiugró értékek hatásának csökkentése érdekében logaritmizált alakjukkal szerepeltettük az egyenletekben. A „komplex jövedelmi hatás” tehát az alábbi módon számítható:

$$H = \beta_1 + \beta_2 \log(jöv_saját)_i + \beta_3 \log(jöv_szomszéd)_i + \mu,$$

$$\log_dev = \beta_1 + \beta_2 \log(jöv_saját)_i + \beta_3 \log(jöv_szomszéd)_i + \mu,$$

ahol:

H = Hoover-index,

$\log_dev$ = logaritmikus szórás,

$jöv_saját$ = az adott kistérség egy lakosra jutó adóköteles jövedelme,

$jöv_szomszéd$ = az adott kistérséggel szomszédos térségek egy lakosra jutó adóköteles jövedelme,

β_{jk} = regressziós együtthatók,

μ = a regressziók hibatagja,

t = a megfigyelt évek (1990–2004),

i = kistérségek (1–149).

Regressziós modelljeink magyarázóereje az F-próbák tanúsága szerint szignifikáns (0,000-szinten is), tehát joggal állíthatjuk: van lineáris kapcsolat a kistérségek, illetve környezetük jövedelemszintje, valamint belső egyenlőtlenségeik nagysága között (M.1/a és M.1/b táblázat). A 2. táblázatban bemutatott korrelációs együtthatók azonban már arra utaltak, hogy a keresett összefüggések meglehetősen gyengék. Ennek megfelelően regressziós becslésünk magyarázóereje is viszonylag alacsony: folyamatosan erősödő tendencia mellett a determinációs együttható mintegy 10% körüli értékről valamivel 20% fölé emelkedik az utolsó évekre (jelezve ezzel a belső egyenlőtlenségek jövedelemszinttől való függésének erősödését is). Figyelemre méltó azonban, hogy – a t-próbák szignifikanciaszintjeit áttekintve – kiderült: a kistérségek *saját* fajlagos jövedelemértéke nem tud megfelelő mértékben hozzájárulni a függő változók heterogenitásának magyarázatához. Vagyis egy egyenletben szerepeltetve a két jövedelemváltozót, a kettejük közötti interferencia miatt a „saját jövedelem” elveszíti – a korrelációs együtthatók tanúsága szerint alapesetben egyébként meglévő – szignifikáns magyarázóerejét. Ennek az igen

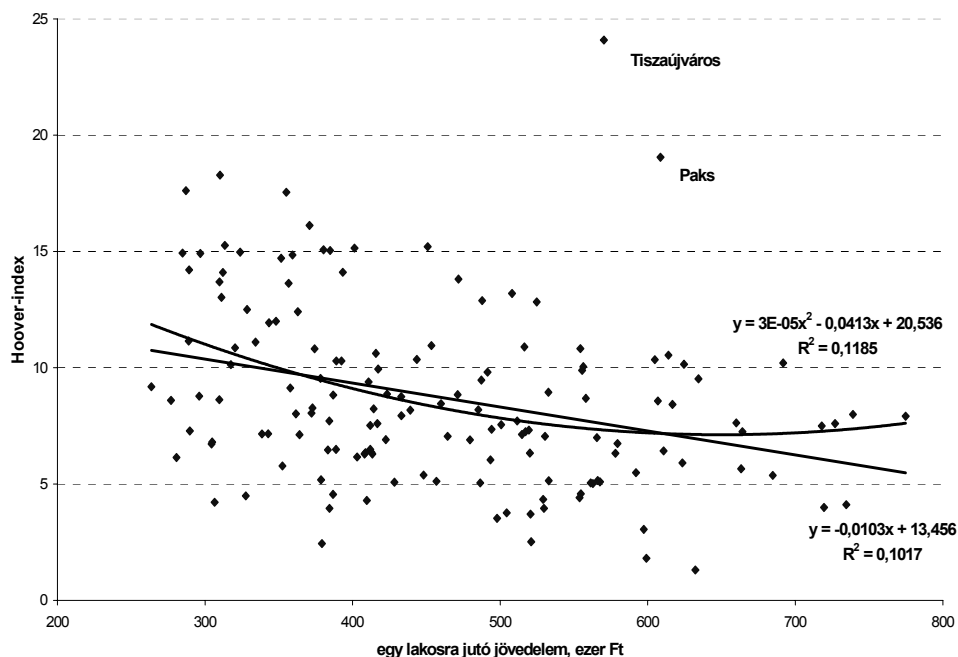
⁵ OLS: Ordinary Least Squares – a legkisebb négyzetek módszerének rövidítése.

egyszerű, alaphipotézisünket direkt módon tesztelő, kontrollváltozók nélküli regressziós környezetnek a segítségével tehát árnyalni tudjuk megadandó válaszunkat: a feltárt kapcsolatok releváns szereplője a magyarázat oldaláról nem feltétlenül a kistérségek *saját* relatív jövedelmi helyzete, hanem azé a *tágabb* regionális környezeté, amelyben fekszenek.

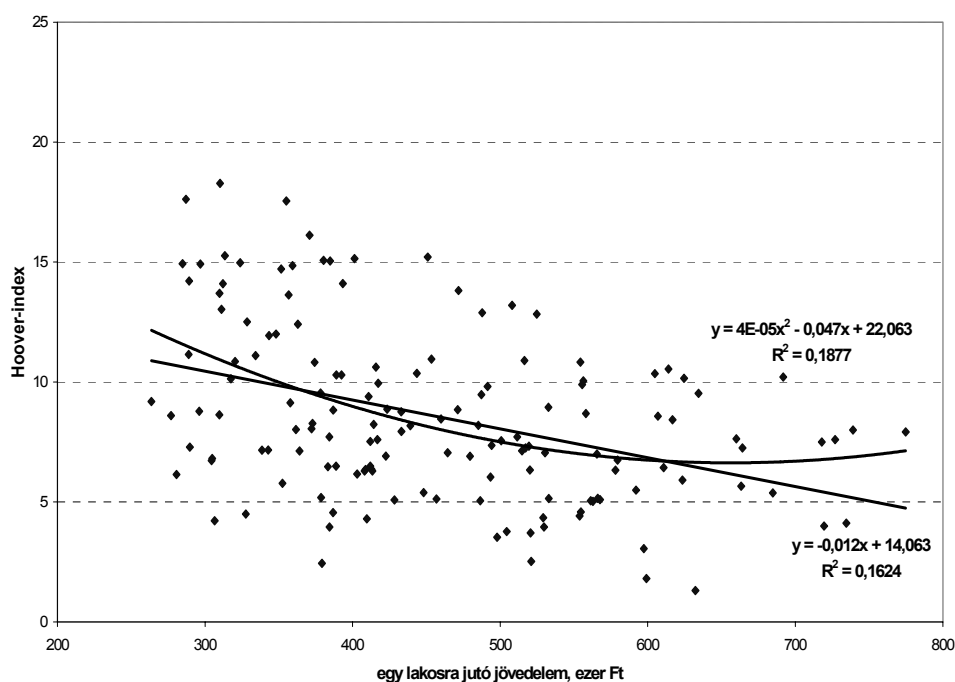
Hozzá kell tenni mindehhez, hogy az egyenlőtlenségi mutatók jövedelemfüggése nemcsak lineáris, hanem egy ax^2+bx+c alakú másodfokú polinomiális egyenlettel is jól (sőt, a determinációs együtthatók tanúsága szerint a lineáris összefüggésnél valamivel jobban) közelíthető, mert az eloszlás jobb szélén, a leggazdagabb kistérségekben általában egy árnyalattal kissé nő az egyenlőtlenségek mértéke. Feltétlenül ki kell emelni továbbá, hogy két magas jövedelmű, és mégis kiugró egyenlőtlenségi mutatóval rendelkező térség – a Tiszaújvárosi és a Paksi – olyan mértékben eltér a regressziós függvény által jelzett trendtől, ami jelentősen rontja a regressziós modellek magyarázóerejét. Ha ezt a két – sikeresen iparosított, de a közvetlen kistérségi környezetéből is szigetszerűen kiemelkedő, környékét dinamizálni 30-40 év alatt sem képes – térséget kihagyjuk a regressziós modellekből, akkor ezek magyarázóereje csaknem duplájára emelkedik (6. ábra).

6. ábra

A kistérségi jövedelmi egyenlőtlenségek függése saját jövedelemszintjüktől, 2004
A.) a 149 vidéki kistérségre



B.) a Tiszaújvárosi és a Paksi kistérség nélkül



Minthogy a két jövedelemváltozó egyenlőtlenségi mutatóink területi szóródásának csak viszonylag kis hányadát tudta megmagyarázni, újabb regressziós modellek felépítésével igyekeztünk mélyebben feltárni a kistérségek eltérő belső jövedelmi tagoltságát alakító tényezőket. Ezekben a jövedelmi viszonyok mellett további olyan tényezőket is figyelembe vettünk, amelyekről feltételeztük, hogy szintén – netán a jövedelemszintnél is erősebben – befolyásolhatják a kistérségek belső jövedelemtagoltságának mutatóját. A továbbiakban tehát azt mutatjuk be, hogy e kontrollváltozók bevonásával mennyiben változtak meg regressziós modelljeink, s mennyiben alakult át a jövedelemváltozók szerepe.

A magyarázóváltozók körét két ütemben bővítettük. Az elsőben a kistérségek néhány földrajzi alapjellemzőjét vontuk be az egyenletekbe⁶:

- a kistérségközpontok nyugat–kelet koordinátája egy Budapest-origójú, kilométerléptékű koordinátarendszerben (a továbbiakban: *nyugat–kelet*);
- a kistérségközpontok észak–dél koordinátája ugyanabban a Budapest-origójú, kilométerléptékű koordinátarendszerben (a továbbiakban: *észak–dél*);
- a kistérségközpontok távolsága Budapesttől légvonalban (a továbbiakban: *Buda-pest*);

⁶ Regressziós egyenleteink struktúrája a fent bemutatotthoz képest nem változott: továbbra is OLS-becsléseket alkalmaztunk, mindössze a magyarázóváltozók számát növeltük.

- népsűrűség (logaritmizálva; a továbbiakban: *népsűrűség*);
- a 7000 főnél népesebb településeken élők aránya (a továbbiakban: *városlakók aránya*)⁷.

A felsorolás első három változója a kistérségek országon belüli földrajzi elhelyezkedését jeleníti meg; segítségükkel azt tudjuk tesztelni, hogy a belső egyenlőtlenségek előfordulása mutat-e valamiféle határozott térbeli rendet. A további két változóval pedig a kistérségek urbanizáltságában meglévő különbségeket emeljük ki.

Az eredmények több fontos tanulsággal szolgálnak. Ez esetben is minden regresszió szignifikáns részt tud megjeleníteni a függő változó heterogenitásából, miközben a független változók oldalán fellépő multikollinearitás sem lépi át a még elfogadható szintet. Ám annak ellenére, hogy további öt változót vontunk be egyenleteinkbe, a regressziók magyarázóereje mégis mindössze néhány százalékponttal növekedett az előző, csak a két jövedelemváltozót használó modellekhez képest (M. 2/a és M. 2/b táblázat). Még mindig nem találtunk tehát rá azokra a tényezőkre, amelyek igazán jelentős súllyal formálják a belső jövedelmi differenciáltság kistérségek közötti különbségeit (avagy a már említett torzító hatások nyomán elvesz magyarázóerejük). Regresszióink futtatása során backward-eliminációt alkalmaztunk, lépésről lépésre elhagyva tehát azokat a változókat, amelyek nem tudtak szignifikáns részt megjeleníteni az adott függő változó kistérségek közötti szóródásából⁸. Így egyetlen esetben sem vált szignifikáns tényezővé sem az észak–dél viszonyrendszerben való elhelyezkedés, sem a népsűrűség.

Végül elfogadott modellünket a Hoover-index becslésére így minden évben öt, lényegében független változó építi fel, közel azonos nagyságú magyarázóerőt jelenítve meg. Közülük a szomszédos kistérségek jövedelmi szintjét megjelenítő változó a várakozásnak megfelelően viselkedik: a standardizált béta-együtthatók előjele negatív, vagyis a magasabb jövedelmű vidékeken tendencia szerint kisebb belső egyenlőtlenségek jellemzik a kistérségeket. A saját jövedelemszint változójának előjele azonban megfordul az eddig látottakhoz képest: a végső modellek azt mutatják, hogy a magasabb jövedelmű kistérségek belső jövedelmi megosztottsága is valószínűleg nagyobb. E két hatás különböző előjele látszólag ellentétben áll egymással, ám a többváltozós regressziószámítás módszertani törvényszerűségei megmagyarázzák a látszólagos furcsaságot. A többváltozós regressziós modellben ugyanis interferencia lép föl a magyarázó változók között: mindegyikük „elfoglal” egy-egy részt a függő változó szóródásából, mégpedig úgy, hogy egymástól minél inkább függetlenek legyenek. Ezen interferenciák hatására pedig az egyenlőtlenségi mérőszámokkal szorosabb összefüggést mutató, nagyobb magyarázóerejű „szomszédsági jövedelem” tartja meg a korrelációs együtthatók kiszámítása során mutatkozó negatív előjelét, míg a saját jövedelem éppen a szomszédsági jövedelem által meg nem magyarázott heterogenitás (például a kiugró paksi és tiszaujvárosi jövedelemadat) magyarázatával válik szignifikánssá, amihez történetesen előjelváltás is társul. A további

⁷ A szaporodó várossá nyilvánításoknak „köszönhetően” a városi jogállás reálfolyamatokat magyarázó ereje mára a legtöbb vonatkozásban annyira fellazult, hogy célszerűbbnek láttuk egyszerűen a népességszámot figyelembe venni. Választásunk helyességét a regressziós modell eredményei is igazolták.

⁸ A modellbe való „belépés” kritériuma minimum 99, a „bennmaradásé” pedig minimum 95%-os szignifikancia-szint elérése volt, vagyis meglehetősen szigorú kritériumot szabtuk a magyarázóváltozók számára a végső modellben való részvételhez.

három szignifikáns változó jelentése szerint a Budapesttől való távolsággal, illetve nyugatról kelet felé haladva tendenciájában nő, a városlakók arányának növekedésével pedig csökken a kistérségek belső tagoltsága. Összefoglalva: regresszióink szerint azokban a kistérségekben várható nagyobb belső jövedelmi differenciáltság, amelyek:

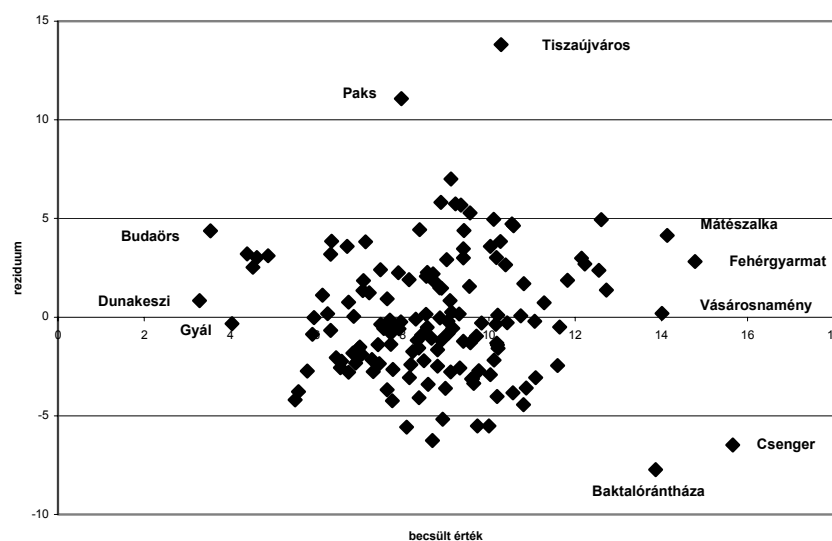
- viszonylag alacsony jövedelmű környezetben fekszenek (szomszédaik jövedelemszintje relatíve alacsony);
- távol vannak Budapesttől;
- az ország keleti részén találhatók;
- alacsony a városlakók aránya;
- saját relatív jövedelemszintjük magas.

Tiszaújváros és Paks kistérsége sajnos e modellben is nagyban befolyásolja az országos összefüggésrendszert. Kizárólag esetükben fordul elő, hogy a reziduum értéke meghaladja a standard hiba háromszorosát, vagyis egészen más karaktert mutatnak, mint ami számukra az országos trendből következne. Ezt szemlélteti a 7. ábra, ahol a becsült értékek függvényében ábrázoltuk a reziduumokat. A további kiemelt kistérségek a regressziók összefoglalásában említettekét példázzák: a becsült értékek a Budapest környéki kistérségekben a legkisebbek, míg a fővárostól távoli, az ország legkeletibb vidékein fekvő mikrorégiókban a legnagyobbak.

A logaritmusos szórás becslése esetén (M. 2/b táblázat) is hasonló eredményekre jutottunk azzal a nem elhanyagolható különbséggel, hogy a sajátjövedelem-változó itt 1996-tól elvesztette szignifikáns magyarázóerejét, és végleg kikerült a modellekből.

7. ábra

A reziduumok eloszlása a Hoover-index becsült értékeinek függvényében, 2004



Mivel regresszióink magyarázóereje továbbra is alacsony maradt, és mivel a korábbiakban citáltaknak megfelelően úgy véltük, hogy ezt az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben megjelenő, több forrásból származó erős „zaj” okozza, egy újabb regressziós egyenlet sor lefuttatása mentén további tényezőkkel bővítettük magyarázóváltozóink körét, kísérletet téve a feltételezett „torzító” hatások pontosabb azonosítására. A modellünkbe újonnan bevont változók mindegyike tehát „valódi” értéktartalom nélküli, ám a belső egyenlőtlenségek kimutatott mértékét mégiscsak befolyásoló, a kistérségek eltérő lehatárolásából, eltérő településszerkezetéből adódó, technikai jellegű mérőszám⁹.

Az egyik ezek közül az egyes kistérségekhez tartozó települések száma (a továbbiakban: *településszám*), hiszen a részletesebb térfelosztás egyenlőtlenségi mutatókat növelő hatását az elméleti megfontolások mellett Magyarországra vonatkozóan is több tanulmány igazolta empirikusan (Dusek 2004, Nemes Nagy – Major 1999, Nemes Nagy – Németh 2005). Korábban utaltunk már a nagyobb térségméretből, illetve a heterogénebb településállományból következő nagyobb tagoltságra, emellett pedig az is nyilvánvaló, hogy minél nagyobb egy település (népességi, jövedelmi) súlya egy kistérségen belül, annál inkább képes egymagában is befolyásolni a Hoover-index értékét. E hatások kiszűrése érdekében vontuk be a regressziókba az alábbi kontrollváltozókat is:

- a kistérség össznépessége (logaritmizálva; a továbbiakban: *össznépesség*);
- a települések népességszámának relatív szórása (a továbbiakban: *relatív szórás*);
- a legnagyobb település népességi arányának abszolút eltérése az 50%-tól (a továbbiakban: *településszerkezet*).¹⁰

Egy előzetes, kísérleti jellegű regressziós vizsgálatot elvégezve azt tapasztaltuk, hogy kizárólag e 4, „technikai” jellegű változót használva az egyenlőtlenségi mutatók kistérségi értékeinek magyarázatára, ezek együttesen mintegy 25%-os determinációs együtthatóval képesek megmagyarázni a vizsgált egyenlőtlenségi mutatók heterogenitását. Feltételezésünk tehát helyesnek bizonyult: a területi lehatárolásból, illetve a térségenként eltérő településszerkezetből adódó „véletlen zajok” az érdemi, oksági összefüggésekhez hasonló mértékű hatással jelennek meg az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben, megnehezítve az utóbbi összefüggések pontos mérését, és az egyes kistérségek egyenlőtlenségi mértékeinek közvetlen, keresztmetszeti összehasonlítását.

Ebből következően harmadik regressziós modelltypusunkban – amelyben tehát a korábban bevont jellemzők mellett e „technikai jellegű” változók is szerepelnek – már alig tud megjelenni a két jövedelemváltozó hatása (M. 3/a és M. 3/b táblázat). Több olyan évet is találtunk, amikor egyikük sem tudott szignifikánsan hozzájárulni a regressziók felépítéséhez, vagyis a többféle kontrollváltozó a fellépő interferenciák következtében együttesen helyenként „kiváltotta” a jövedelemszintek magyarázóerejét. Kiderült ugyanakkor, hogy újonnan bevont változóink magyarázóereje igen eltérő: az össznépesség és a

⁹ Az alkalmazott egyenletek felépítése a fentiekkel megegyező volt.

¹⁰ Ezt az első pillantásra talán furcsának tűnő választást az indokolta, hogy a legnagyobb település mérete és a belső jövedelmkülönbségek nagysága közötti összefüggés nem lineáris, hanem nagyjából „fordított U” alakú: a nagy súlyú központ mellett ugyanis a többi település kisebb vagy nagyobb jövedelemszintje csekély mértékben juthat csak szerephez az egyenlőtlenségi mutató alakulásában, míg a kis népességsúlyú központ általában jövedelmileg sem emelkedik ki nagyon környezetéből. Az 50% a vidéki kistérségi központok térségükön belüli átlagos népességi súlyához (2004-ben 46%) legközelebbi „kerek” érték.

relatív szórás egyetlen évben sem bizonyult szignifikánsnak, míg a településszám és a településszerkezet mindvégig az volt. A településszám ráadásul az egyik legnagyobb magyarázóerejű változó, vagyis az, hogy hány részre tagolódik a vizsgálni kívánt terület egység, nagyban befolyásolja az egyenlőtlenség számított értékét. A településszerkezet hatása pedig arra utal, hogy *a legnagyobb, illetve a legkisebb városok térségeiben fordulnak elő a legkisebb belső egyenlőtlenségek*. A földrajzi helyzetre utaló változók közül ebben a regressziós környezetben már nem tudott szignifikánsan jelen lenni a fővárostól mért távolság hatása, ellenben mindvégig határozottan részt vett a modellek felépítésében a nyugat–kelet, illetve – csak a logaritmikus szórás vizsgálata esetén – az észak–dél irányú pozíciókat számszerűsítő változó. Összefoglalva harmadik regresszióvizsgálatunk eredményeit, azokban a kistérségekben valószínűsíthetünk az átlagnál nagyobb belső differenciáltságot, amelyek(ben):

- az ország keleti részén találhatók;
- alacsony a városlakók aránya;
- sok településből állnak;
- a legnagyobb település népességaránya nem sokban tér el az 50%-tól;
- az ország déli részén találhatók.

E végső regressziós modellek magyarázóereje már jóval magasabb, mint a korábbi két típus esetén, a determinációs együttható (R^2) értéke azonban még így sem éri el az 50%-ot (33 és 46% között mozog). Ez pedig, korábbi eredményeinkkel egybevetve, arra utal, hogy bár a jövedelemszint és a területi egyenlőtlenségek mértéke közötti, a Williamson-hipotézisnek megfelelő összefüggés kistérségi szinten is kimutatható, sőt e kapcsolat 1990 óta folyamatosan erősödő, hatóereje a térfelosztás ezen alacsonyabb szintjén már gyengébb, mint a nagyobb területi egységek – megyék, országok – esetében. Ennek egyik tényezője az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben megjelenő sokféle, az „érdemi” összefüggéseket torzító vagy elrejtő mérés technikai jellegű változó; ezek hatásainak szétválasztása és kiszűrése nem, csak figyelembevételük lehetséges. Valószínű azonban az is, hogy regressziós modelljeink viszonylag gyenge magyarázóerejének van egy másik, érdemi tényezőcsoportja is. Ez pedig nem más, mint a kistérségi szinten már markánsan megjelenő „helyi tényező”: a helyi társadalmak sokszínűségében, eltérő tradícióiban és helyi erőforrásaik különbözőségében rejtőző egyediség, a nem „modellezhető” lokális adottságok ereje.

IRODALOM

- Agócs Mihályné – Tábi Ferenc*: Az ipari termelés változásának megyei szintű mérése. Területi Statisztika 1982/1–2. 1–7. old.
- Barro, Robert – Sala-i-Martin, Xavier*: Convergence accross States and Regions. Brookings Papers in Economic Activities, 1991/1. pp. 107–182.
- Barta Györgyi*: A területi gazdasági különbségek változása 1960 és 1975 között. Területi Statisztika 1977/5. 522–537. old.
- Dusek Tamás*: A területi elemzések alapjai. (Regionális Tudományi Tanulmányok 10). ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA–ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 2004

- Faluvégi Albert*: Kistérségeink helyzete az EU küszöbén. *Területi Statisztika* 2004/5. 434–458. old.
- Faluvégi Albert*: A társadalmi-gazdasági jellemzők területi alakulása az átmenet időszakában és az új évezred küszöbén. In: Fazekas Károly (szerk.): *Munkapiac és regionalitás Magyarországon*. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp., 2005. 9–46. old.
- Kertesi Gábor – Köllő János*: A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei. *Közgazdasági Szemle* 2004/4. 293–324. old.
- Kiss János Péter – Lőcsei Hajnalka*: Kistérségtípusok a Tisza mentén. In: Nemes Nagy József (szerk.): *Régiók távolról és közről*. (Regionális Tudományi Tanulmányok 12.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA–ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 2005. 83–142. old.
- Kuznets, Simon: Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 1955/1. pp. 1–28.
- Lőcsei Hajnalka*: A hazai kistérségek belső tagoltsága. In: Nemes Nagy József (szerk.): *A Regionális Földrajzi Tanszék jubileuma* (Regionális Tudományi Tanulmányok 7.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék, Bp., 2002. 85–106. old.
- Major Klára*: A nemzetközi jövedelemegyenlőtlenség dinamikája. PhD-értekezés. BKE, Bp., 1998
- Major Klára – Nemes Nagy József*: Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években. *Statisztikai Szemle* 1999/5. 397–421. old.
- Nemes Nagy József*: Az ipari nettó termelés területi arányai és összefüggésük a területfejlesztéssel a nyolcvanas évek elején. *Területi Statisztika* 1984/1. 1–12. old.
- Nemes Nagy József*: A regionális gazdasági fejlődés összehasonlító vizsgálata, Akadémiai Kiadó, Bp., 1987. 218 old.
- Nemes Nagy József*: Fordulatra várva – a regionális egyenlőtlenségek hullámai. In: Dövényi Zoltán – Schweitzer Ferenc: *A földrajz dimenziói*. MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Bp., 2005. 141–158. old.
- Nemes Nagy József – Németh Nándor: Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői. In: Fazekas Károly (szerk.): *Munkapiac és regionalitás Magyarországon*. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp., 2005. 75–137. old.
- Williamson, Jeffrey G.*: Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of the Patterns, "Economic Development and Cultural Change, vol. XIII, no. 4, Part II (July 1965). Supplement pp. 84.

Kulcsszavak: regionális egyenlőtlenségek, Williamson-hipotézis, területi fejlettség, kiegyenlítődés, differenciálódás, adóköteles jövedelmek

Resume

According to the hypothesis of this study there is a close relationship between the standard of economic development and the scale of internal spatial disparities. The authors assume that there is a polarisation of the formerly balanced spatial structure in the first phase of capitalist economic development, followed by a period of diminishing regional segmentation. They examine the period 1990–2004 using data of settlements, and express the development standard by taxable income of the population. The authors worked out three model types for the analysis. In the first one they test the effect of income levels on internal disparities without involving any other control-variables. In the second some basic geographical characteristics of subregions are involved, while in the third type empty control-variables of technical nature enter the model. Results show that the relationship between the income level and the scale of disparities can be detected for subregions as well, although is less significant than in the case of counties or countries.

Melléklet: A többváltozós regressziók főbb eredményei

1. modell

M. 1/a táblázat: Függő változó: Hoover-index

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
SAJÁT JÖVEDELEM*	0,079	0,047	0,015	-0,023	0,003	-0,032	-0,068	-0,055	-0,037	-0,059	-0,049	-0,094	-0,086	-0,114	-0,120
Szignifikanciaszint (t)	0,380	0,584	0,860	0,787	0,969	0,709	0,439	0,535	0,685	0,511	0,591	0,317	0,352	0,198	0,181
A SZOMSZEDSÁG JÖVEDELME*	-0,353	-0,363	-0,355	-0,306	-0,35	-0,344	-0,335	-0,342	-0,337	-0,349	-0,372	-0,326	-0,332	-0,370	-0,379
Szignifikanciaszint (t)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Determinációs együth. (R ²)	0,092	0,108	0,011	0,087	0,109	0,117	0,127	0,126	0,116	0,135	0,15	0,139	0,137	0,185	0,198
Szignifikanciaszint (F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Multikollinearitás (VIF)	1,297	1,212	1,182	1,189	1,219	1,230	1,302	1,320	1,393	1,371	1,452	1,500	1,440	1,418	1,469

*A változók neve mellett a standardizált regressziós béta-együtthatók értéke szerepel.

M. 1/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
SAJÁT JÖVEDELEM*	0,057	0,310	0,026	-0,014	0,003	-0,035	-0,072	-0,067	-0,063	-0,092	-0,085	-0,124	-0,137	-0,158	-0,162
Szignifikanciaszint (t)	0,521	0,719	0,760	0,869	0,968	0,686	0,408	0,447	0,492	0,304	0,345	0,181	0,131	0,071	0,067
A SZOMSZEDSÁG JÖVEDELME*	-0,349	-0,355	-0,365	-0,319	-0,350	-0,354	-0,347	-0,342	-0,326	-0,342	-0,373	-0,331	-0,324	-0,368	-0,370
Szignifikanciaszint (t)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Determinációs együth. R ²	0,094	0,106	0,114	0,094	0,109	0,125	0,138	0,132	0,120	0,146	0,171	0,161	0,161	0,213	0,220
Szignifikanciaszint (F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Multikollinearitás (VIF)	1,297	1,212	1,182	1,189	1,219	1,230	1,302	1,320	1,393	1,371	1,452	1,500	1,440	1,418	1,469

*A változók neve mellett a standardizált regressziós béta-együtthatók értéke szerepel.

2. modell

M. 2/a táblázat: Függő változó: Hoover-index

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
	Standardizált regressziós béta-együtthatók														
Saját jövedelem	0,335	0,404	0,281	0,300	0,357	0,333	0,291	0,288	0,325	0,269	0,275	0,244	0,281	0,239	
A szomszédság jövedelme	-0,256	-0,244	-0,280		-0,188	-0,199	-0,206	-0,206	-0,214	-0,222	-0,269	-0,259	-0,251	-0,282	-0,248
Budapest	0,345	0,291	0,330	0,442	0,390	0,352	0,342	0,327	0,303	0,298	0,266	0,268	0,286	0,281	0,196
A városiakok aránya	-0,192	-0,318	-0,263	-0,276	-0,285	-0,313	-0,315	-0,289	-0,326	-0,283	-0,280	-0,314	-0,344	-0,320	-0,223
Nyugat-kelet		0,192		0,243	0,209	0,235	0,221	0,241	0,262	0,246	0,246	0,198	0,247	0,239	0,165
Kiegészítő R ²															
	0,171	0,193	0,229	0,218	0,245	0,251	0,255	0,241	0,234	0,236	0,238	0,237	0,266	0,294	0,280

M. 2/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
	Standardizált regressziós béta-együtthatók														
Saját jövedelem		0,295	0,294	0,223	0,242	0,196									
A szomszédság jövedelme		-0,255	-0,267	-0,203	-0,243	-0,271	-0,212	-0,212	-0,200	-0,230	-0,269	-0,266	-0,265	-0,314	-0,333
Budapest	0,409	0,357	0,384	0,415	0,400	0,363	0,356	0,335	0,310	0,312	0,295	0,252	0,263	0,257	0,229
A városiakok aránya		-0,209	-0,241	-0,188	-0,185	-0,198						-0,161	-0,188	-0,170	-0,177
Kiegészítő R ²															
	0,162	0,202	0,254	0,238	0,240	0,246	0,233	0,215	0,189	0,213	0,231	0,237	0,253	0,287	0,284

3. modell

M. 3/a táblázat: Függő változó: Hoover-index

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
	Standardizált regressziós béta-együtthatók														
Saját jövedelem	0,236	0,229	0,276	0,204	0,216	0,203	0,260		0,219		0,230			-0,199	-0,213
A szomszédság jövedelme	-0,200	-0,215	-0,194								-0,183			0,349	0,349
Nyugat-kelet	0,365	0,329	0,433	0,365	0,390	0,429	0,546	0,367	0,633	0,493	0,533	0,405	0,507		
Észak-dél	-0,196		-0,203				-0,173		-0,215	-0,147	-0,172		-0,157		
Budapest				0,238	0,252	0,215	0,193	0,153							
Településszerkezet	-0,249	-0,235	-0,249	-0,219	-0,239	-0,230	-0,223	-0,215	-0,242	-0,213	-0,215	-0,230	-0,228	-0,221	-0,200
A városiakók aránya	-0,284	-0,321	-0,415	-0,306	-0,299	-0,333	-0,411	-0,229	-0,425	-0,280	-0,382	-0,326	-0,346	-0,318	-0,311
Településszám	0,462	0,418	0,457	0,397	0,392	0,402	0,390	0,400	0,469	0,462	0,425	0,432	0,456	0,404	0,392
Küszabított R ²															
	0,328	0,328	0,381	0,362	0,375	0,383	0,375	0,350	0,357	0,339	0,367	0,331	0,375	0,412	0,410

M. 3/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás

Megnevezés	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
	Standardizált regressziós béta-együtthatók														
Saját jövedelem		0,232	0,236		0,214	0,204									
A szomszédság jövedelme		-0,178	-0,205											-0,176	-0,179
Nyugat-kelet	0,268	0,413	0,387	0,324	0,456	0,507	0,468	0,480	0,475	0,506	0,525	0,481	0,515	0,410	0,417