



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA  
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

---

**BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**

**BWP – 2006/8**

**Fejlettség és egyenlőtlenségek**  
**Magyarország megyéinek és kistérségeinek**  
**esete**

KISS JÁNOS PÉTER

NÉMETH NÁNDOR

Budapest Working Papers On The Labour Market  
Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek  
BWP – 2006/8

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerzők:

Kiss János Péter  
MTA – ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, tudományos segédmunkatárs  
1117 Budapest, Pázmány Péter sétány 1/c.  
e-mail: [bacsnyir@ludens.elte.hu](mailto:bacsnyir@ludens.elte.hu)

Németh Nándor  
MTA Közgazdaságtudományi Intézet, tudományos segédmunkatárs  
1112 Budapest, Budaörsi u. 45.  
E-mail: [nemeth@econ.core.hu](mailto:nemeth@econ.core.hu)

2006. december

ISBN(10) 963 9588 92 X  
ISBN(13) 978 963 9588 929  
ISSN 1785 3788

Kiadja  
a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

# **Standard and evenness of development: the case of Hungarian counties and micro-regions**

János Péter Kiss – Nándor Németh

## **Abstract**

According to the hypothesis of our study there is a close relationship between the standard of economic development and the scale of internal spatial disparities. Central in our applied theory is that the first phase of capitalist economic development is characterised with an initially fast and later more modest pace of polarisation affecting the formerly balanced spatial structure. In the more advanced economies it is followed by the period of diminishing regional segmentation. The scale of internal regional income-inequalities plotted against national development standard results a characteristic reversed U-shaped diagram. The hypothesis examined and supported by many researchers may be interpreted in two ways. The first interpretation is justified by the examination of time series: a country or a region covers this path in the course of its long term development. The second interpretation considers at a particular time the magnitude of regional disparity uniformly calculated for regions and countries on different levels of development. In this study, using basically the second approach we are looking for the connection between regional development and disparity for Hungarian counties and micro-regions. The period examined is the 15 years between 1990 and 2004, the data are for settlements, and the development standard is expressed by the taxable income of the population. The first part of the study reveals the internal income segmentation of the examined spatial units via two disparity indicators. Our findings suggest that there are considerable spatial differences in this respect both on the level of counties and micro-regions. The second part the paper focuses on the reasons generating these disparities by applying multi-variable regression models but only on the level of micro-regions. We have worked out three model-types. In the first model we are testing the effect of income levels on internal disparities without involving any other control-variables. In the second model-type the circle of independent variables is expanded by involving some basic geographical characteristics of the micro-regions. In the third-type empty control-variables of technical nature influencing the circumstances of calculation enter the model. Our results refer to the fact that the relationship between the income level and the scale of disparities – suggested by our initial hypothesis – can be detected on the level of micro-regions as well. This relationship has been strengthening since 1990, however

its impact on spatial segmentation is more modest on the level of micro-regions than in the case of the larger spatial units such as the counties or the countries. One of the reasons for this phenomenon is the wide variety of “measuring technique variables” (ex. number of settlements, character of settlement-structure) expressed in the values of disparity variables, distorting or hiding the real correspondences. Most probably the relatively poor explanatory force of the regression models on the micro-regional level has another set of reasons: namely that on this level the local factor markedly appears.

JEL: R11, R15

Keywords:

regional inequalities; hypothesis of Williamson; spatial aspect of development; equalization; differentiation; taxable incomes

# **Fejlettség és egyenlőtlenségek:**

## **Magyarország megyéinek és kistérségeinek esete**

Kiss János Péter – Németh Nándor

### **Összefoglaló**

Tanulmányunk induló hipotézise szerint összefüggés áll fenn a gazdasági fejlettség/fejlődés és a belső regionális egyenlőtlenségek nagysága között. Az alkalmazott elmélet lényege, hogy a tőkés gazdaságfejlődés első szakaszát a korábbi kiegyenlített térszerkezet gyors, majd csökkenő ütemű polarizálódása jellemzi, amire idővel – a fejlett gazdaságokban – a regionális tagoltság csökkenésének periódusa következik. A belső területi jövedelem-egyenlőtlenségek nagyságát az országos fejlettségi szint függvényében ábrázolva tehát egy jellegzetes, fordított „U” alakú görbét kapunk. Ez az empirikusan már többek által vizsgált és alátámasztott hipotézis kétféle közelítésben is értelmezhető. Az első közelítés idősorok vizsgálata mentén igazolható: egy ország vagy régió hosszú távú fejlődése során futja be ezt a pályát. A második közelítés egy adott időpontban különböző fejlettségű országok, régiók azonos módon számított területi egyenlőtlenségi mutatóinak nagyságát tekinti. Tanulmányunk alapvetően ez utóbbi közelítést alkalmazva keres kapcsolatot a területi fejlettség és egyenlőtlenség között Magyarország megyéinek és kistérségeinek példáján. A vizsgálat időbeli kerete az 1990-2004 közötti tizenöt év, alapadataink települési szintűek, a fejlettséget a lakossági adóköteles jövedelmekkel fejezzük ki. A tanulmány első fejezete a vizsgált terület egységek belső jövedelmi tagoltságát tárja fel két egyenlőtlenségi mutató segítségével. Eredményeink szerint e tekintetben jelentős regionális különbségek tapasztalhatók mind a megyék, mind a kistérségek szintjén. A második fejezet éppen e különbségek kialakulásának okait kutatja többváltozós regressziós modellek alkalmazásával, de már csak kistérségi szinten. Három modell-típust építettünk fel. Az elsőben minden egyéb kontroll-változó bevonása nélkül teszteljük a jövedelem-szintek belső egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását. A második modell-típusban a független változók körét a kistérségek néhány földrajzi alapjellemezőjével bővítettük. A harmadik típusban a mérés körülményeit befolyásoló, tartalom nélküli, technikai jellegű kontroll-változók lépnek be a modellekbe. Eredményeink arra utalnak, hogy a jövedelemszint és a területi egyenlőtlenségek mértéke közötti, az alaphipotézisnek megfelelő összefüggés kistérségi szinten is kimutatható. E kapcsolat 1990 óta folyamatosan erősödik, hatóereje e térfelosztás szintjén azonban 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. Valószínű azonban az is, hogy regressziós modelljeink viszonylagosan gyenge magyarázó erejének van egy másik tényezőcsoportja is: a kistérségi szinten már markánsan megjelenő „helyi tényező”.

### Tárgyszavak:

regionális egyenlőtlenségek; Williamson-hipotézis; területi fejlettség; kiegyenlítődség; differenciálódás; adóköteles jövedelmek

### Megjegyzés:

A tanulmány a Területi Statisztika 2006. évi „Kovács Tibor” pályázatán I. díjat nyert „Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága” című munka meghosszabbított idősorokat tartalmazó változata.

## 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, komplex jellege miatt Magyarországon is gyakori a többváltozós módszerek használata, komplex fejlettségi mutatók képzése – elég itt csak Faluvégi Albert ilyen szemléletű, évről évre megjelent, precíz elemzéseire utalnunk (legújabb pl. Faluvégi 2004, 2005). Minthogy azonban a fejlettség szinte mindegyik dimenziója összefügg az anyagi jólét egyszerű, egyértelmű közgazdasági tartalmú, és számos kifinomult eljárással, idősorosan is elemezhető mutatóival, nemzetközileg régóta igen elterjedt az értéktermelés – a területi GDP –, illetve a lakossági (háztartási) jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek vizsgálata is. Ez a kutatási irány is már évtizedekkel ezelőtt, jóval az SZJA-adatsorok 1988-as, illetve a KSH területi GDP-adatainak 1994-es kezdőéve előtt megjelent a Kovács Tibor „irányította” Területi Statisztika hasábjain is (a teljesség igénye nélkül lásd pl. Barta 1977, Agócs–Tábi 1982, Nemes Nagy 1984 munkáit). Az elmúlt bő egy évtizedben pedig – a jövedelmi tagozódásnak a hazai társadalmi egyenlőtlenségrendszerben játszott növekvő szerepe, s 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 ország, hanem csak annak egy-egy kisebb térsége (pl. az Alföld, az Észak-Magyarországi Régió, Zala megye, vagy a sásdi kistérség) a vizsgálat alapja. Ám olyan kutatásokat, amelyek áttekintő jelleggel értékelnék az országon belüli területi egységek (pl. 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 felértékelődött, és ezzel kapcsolatban a makroközgazdászok közelítéseiben is egyre fontosabb szerepet kap a területi jövedelemkülönbségek vizsgálata. Ez szorosan kapcsolódik a hetvenes évek óta változó hevességgel zajló ún. 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 egyenlőtlenségek alakulásáról folyik, de az országokon belüli regionális differenciák alakulása is számos kutatás tárgya (Barro–Sala-y-Martín 1991, Nemes Nagy 1987, 2005). A téma egyik klasszikus, máig gyakran idézett elmélete J. Williamsontól származik (1965), aki – Kuznets (1955) elméletét 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 jövedelem-egyenlőtlenségek nagyságát az országos fejlettségi szint függvényében ábrázolva tehát egy jellegzetes, fordított U alakú görbét kapunk, mind akkor, ha egy adott időpillanatban különböző fejlettségű országok azonos módon számított területi egyenlőtlenségi mutatóinak nagyságát tekintjük (keresztmetszeti vizsgálat), mind pedig akkor, ha egy adott ország hosszú idősoros (több évtizedes, esetleg évszázados) területi egyenlőtlenségi mutató-értékeit vesszük fel. Noha Williamson hipotézisének ellenőrzését számos mérési probléma nehezíti, és az elmélet legalább annyi kérdést vet fel, mint amennyire válaszol (pl: a fejlődés magasabb szintjén a konvergencia szakadatlanul folytatódik, stagnálásba megy át, netán új divergencia-periódus kezdődik), az eddigi empirikus tesztek többsége, számos bizonytalansági tényező, jelentős helyi eltérések, számos kivétel ellenére összességében inkább alátámasztotta azt (Nemes Nagy–Németh 2005).

Mindezekből kiindulva a Williamson-hipotézist alkalmasnak találtuk arra, hogy – módszertani kísérletként, egyszersmind azonban konkrét empirikus tanulságok kedvéért is –, kisebb területi egységek (a hazai megyék, illetve – hangsúlyozottan – a magyar kistérségek) 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 igen egyszerű, ugyanis a tőkés piacgazdaság első, divergenciával jellemezhető időszakán – a „fordított U” felfelé ívelő szakaszán – már a világ majd minden országa, így 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 „természetes” szintjüknél alacsonyabbra csökkentek a területi egyenlőtlenségek is, amit a rendszerváltás utáni évek „helyreállítási periódusában” ezek átmeneti, drasztikus növekedése követett. 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 változtak az egyenlőtlenségek? A Williamson-hipotézis szerint – mivel esetükben alacsonyabb egyenlőtlenségi szint a „természetes” – a fejlettebb térségekben az 1990-et követő években kisebb mértékű differenciálódásra számíthatunk, míg a 2000 után tapasztalható kiegyenlítődési trendnek ezekben



kellett erőteljesebbnek mutatkozni. Számításaink többségét ezért 1990-től 2004-ig valamennyi évre elvégeztük.

Vizsgálatunk első lépéseként egydimenziós koncentrációs mutatók kiszámításával meghatároztuk az egyes kistérségek, illetve megyék települései közötti jövedelemegyenlőtlenségek nagyságát, majd ezek értékeit vetettük össze – egyszerű táblázatok, diagramok, illetve lineáris regressziószámítások segítségével – átlagos jövedelmi szintjükkel<sup>1</sup>. Kíváncsiak voltunk azonban arra is, hogy a térségek átlagos fejlettségi (jövedelmi) szintjén túl milyen tényezők befolyásolják még a belső egyenlőtlenségeik nagyságát, s összességében melyik hatás rendelkezik a legfontosabb magyarázó erővel? Sajnos a kérdésre nem lehet teljesen egzakt választ adni. A területi jövedelemegyenlőtlenségek mérőszámaként használt koncentrációs mutatók értékeit ugyanis sokféle eredetű, véletlennel tekinthető tényező is befolyásolja, amelyek a keresztmetszeti elemzést erősen megnehezítik (Nemes Nagy 2005). Ilyenek különösen a térfelosztás különbségei. Itt most nem részletezve az 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 darabszámú településből álló, azonos jellemzőkkel rendelkező, de eltérő méretű kistérségek közül a kisebb lakosságszámúban nagyobb az egyenlőtlenségi mutatók értéke;
- mivel a nagyobb települések fejlettebbek, a kistérségek településállományának méret szerinti megoszlása is befolyásolja az egyenlőtlenségi mutatók értékét (pl. 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 településhálózat regionális sajátosságai (pl. alföldi óriásfalvas–mezővárosos rendszer), illetve a kistérségek lehatárolásának eltérő elvei is befolyásolják az egyenlőtlenségi mutatók értékét (ha pl. 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).

E sokféle véletlenszerű hatás együttesen olyan „zajt” eredményez az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben, aminek következtében a jövedelemkülönbségeket meghatározó „valódi” tényezők összesített magyarázóereje (pl. egy többváltozós regressziós modellben) is viszonylag alacsony lesz, tényleges hatóerejük pedig csak korlátozottan összevethető. A torzító hatások azonban módszertani

---

<sup>1</sup> Választott eljárásunk tehát a regionális tagoltság hagyományos elemzési irányának megfelelően az ún. szigma-konvergenciát teszteli, azaz konvergenciának a jövedelmek területi szóródásának csökkenését tekinti – szemben az

fogásokkal csökkenthetők, így hipotéziseink érvényességének megállapítását nem teszik lehetetlenné.

Vizsgálataink területi kereteként, a fenti problémákra is tekintettel olyan alapegységeket kellett választanunk, amelyek:

- hasonló nagyságú részekre osztva lefedik Magyarország egész területét, és hasonló darabszámú településből állnak;
- külön kezelik Budapestet (a fővárost kiugró mérete miatt célszerű volt kihagyni a vizsgálatokból);
- nem önkényesek, illeszkednek a nagyobb adminisztratív egységek határaihoz;
- elemeihez pontos jövedelemadatok, illetve egyéb empirikus társadalmi-gazdasági információk rendelkezhetők;
- 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 „egytelepüléssel” kistérség (a mai beosztásban Debrecen is ilyen).

A területi egyenlőtlenség különböző lehetséges értelmezéseinek megfelelően a jelenség mérésére 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 ilyen mutató értékeit is kiszámítani. Ezért két, egymástól lényegesen eltérő tulajdonságokkal rendelkező indexet is kiszámítottunk a megyéken és kistérségeken belüli, települések közötti jövedelmi differenciák mérésére. (Talán egyetlen közös vonásuk az, hogy mindkét módszer népességszámmal súlyozva mutatja az egyenlőtlenségek mértékét – tehát a települések nemcsak jövedelemszintjükkel, hanem nagyságukkal arányosan is „járulnak hozzá” térségük egyenlőtlenségi mutatójának alakításához: a nagyobb települések jövedelemszintje jobban számít, mint a kicsiké.)

---

ún. béta-konvergenciával, amely alapján akkor beszélhetünk a jövedelmek kiegyenlítődéseről, ha a fejletlenebb térségek növekedési üteme meghaladja a fejlettekét.

Az egyik a hazai tanulmányokban is gyakran szereplő, világos tartalmánál fogva előszeretettel használt Hoover-index (*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 (*logarithmic weighted standard deviation coefficient, LWSDC*):<sup>2</sup>

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

ahol  $y_i = \frac{x_i}{f_i}$ , azaz egy fajlagos (arány) mutató értéke az  $i$ -edik területegységben (esetünkben 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 eloszlás-típusú, míg a logaritmikus szórás szóródás-típusú 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. Mindeme különbségek ellenére, mint azt látni fogjuk, a kétféle mutató használatával kibontakozó összefüggések és trendek lényegében nem térnek el egymástól, hipotéziseink ellenőrzésére mindkét jelzőszám egyaránt alkalmasnak bizonyult.

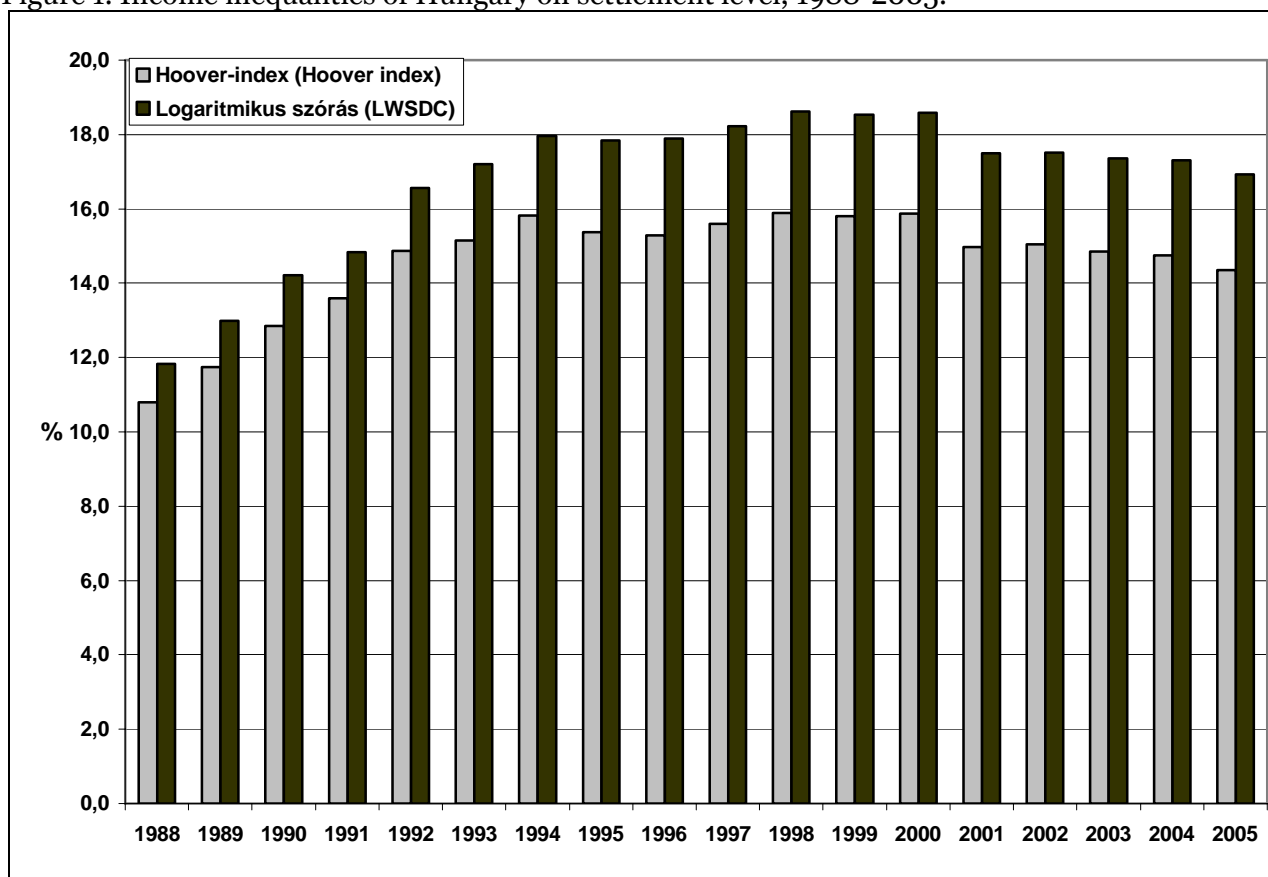
<sup>2</sup> A következőkben az egyszerűbb fogalmazás kedvéért „logaritmikus szórás” megjelölést használjuk, de mindvégig a logaritmikus súlyozott relatív szórásról lesz szó.

## A BELSŐ EGYENLŐTLENSÉGEK MÉRTÉKE

Számításaink alapadatbázisát a települések 1988 és 2005 közötti éves állandónépesség-adatai, valamint az adott évben az adott település lakosai által bevallott személyi jövedelemadó-alap összege képezte. E változókat – csakúgy, mint a későbbi vizsgálatainkba bevont többi adatot – általában a KSH T-STAR adatbázisából nyertük (az egyetlen fontosabb kivételt a 2001 előtti bevallott adóköteles személyi jövedelem értékei jelentik, amelyek közvetlenül az APEH adatbázisából származnak).

### 1. ábra: Települési szintű országos jövedelmi egyenlőtlenségek, 1988-2005.

Figure 1. Income inequalities of Hungary on settlement level, 1988-2005.



Kiindulásként kétféle egyenlőtlenségi mutatónk országos, települési szintű egyenlőtlenségeinek alakulását számítottuk ki. A két index időbeli futása szinte teljesen azonos trendet mutat: a rendszerváltozás körüli években gyorsan megnövekedtek a települési szintű jövedelmi differenciák – az okok részletesen feltártak, lásd pl. Faluvégi (2005) munkáját –, majd több éven át tartó stagnálás után az új évezred első éveiben egyértelmű, bár kisebb mértékű kiegyenlítődség 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 hipotéziseink érvényessége. Vajon az ország különböző részei között van-e különbség a belső jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságában, és ha igen, az a Williamson-hipotézisnek megfelelő mintázatot mutat-e: a gazdagabb megyékben kisebbek, míg a szegényebekben nagyobbak-e a belső egyenlőtlenségek?

Eredményeink jelentős különbségekről tanúskodnak. Észak-Dunántúl megyéi a legkiegyenlítettebbek, míg Északkelet-Magyarország és a Dél-Dunántúl megyéiben a legnagyobbak a települések közötti jövedelmi egyenlőtlenségek. Mindkét index szerint alapvetően hasonló a megyék sorrendje és az elmúlt 18 év belső egyenlőtlenség-változásainak iránya is (1. táblázat, 2. és 3. ábra). A legkisebb belső differenciáltságot minden évben Komárom-Esztergom, míg a legnagyobbat – mindössze két év kivételével, amikor Somogy került ebbe a pozícióba – Szabolcs-Szatmár-Bereg megyénél mértük. A vizsgált 18 év átlagértékeit tekintve alacsony belső egyenlőtlenség jellemzi még Győr-Moson-Sopron és Vas megyét, 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 Baranya esetében viszonylag jelentős különbséget mutatnak. A kapott eltérés módszertani eredetű: e sok, igen szegény aprófaluvall rendelkező megyében az eloszlás széleire érzékenyebb logaritmikus szórás nagyobb differenciáltságot jelez.) 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 18 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” (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.

Az egyenlőtlenségek időbeli alakulását tekintve további, lényeges megfigyeléseket tehetünk. A 2. és 3. ábra kiválóan szemlélteti, hogy a megyék nagy részében alapvetően ugyanaz az egyenlőtlenség-változási folyamat játszódott le, mint országos viszonylatban (1. ábra): a nyolcvanas

évek legvégén – kilencvenes évek elején hirtelen differenciálódás következett be, amit stagnálás, majd lassú kiegyenlítődés követett. 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 (1. táblázat) Ugyan, mint arra már kitértünk, az 1988 és 2005 közötti egyenlőtlenség-változások 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 kiegyenlítődés, sőt arra is, hogy az esetlegesen megindult nivellálódás mértéke elegendő volt-e ahhoz, hogy a rendszerváltozás éveiben minden megyében bekövetkezett differenciálódás mértékét ellensúlyozza.

Ábráinkon világosan érzékelhető, hogy a megyék többségében csak nagyon szűk határok között változnak az indexértékek, szinte egyáltalán nincsenek látványos mozgások. A nyolcvanas évek végi – kilencvenes évek eleji növekedést követően a legtöbb megyében hosszú évek óta lényegében stagnál az egyenlőtlenségek mértéke. A legdinamikusabban fejlődő észak- és nyugat-dunántúli megyékben – ahol 1988-1990-ben is viszonylag mérsékelték voltak az egyenlőtlenségek – a regionális fejlődést belső kiegyenlítődés is kísérte. Komárom-Esztergomban és Győr-Moson-Sopronban a Hoover-index értéke 2005-ben már kisebb volt, mint 1988-ban, de Vas, Veszprém, Zala és Fejér megyékben is csak minimálisan, két százalékpontonál kisebb különbséggel haladta meg a 2005-ös jövedelem-egyenlőtlenségi szint az 1988-ast. Ennek megfelelően Komárom-Esztergom és Győr-Moson-Sopron megyében egyértelműen negatív előjelű a Hoover-indexek 18 éves trendje, ami esetükben a logaritmusos szórás értékeire ugyanígy igaz (1. táblázat). E két megyében tehát összességében már inkább a kiegyenlítődés uralja a települések közötti jövedelmi viszonyokat, és nem a differenciálódás. A Hoover-index idősorára illesztett trend még két megye, Vas és Zala esetében vesz fel negatív előjelet, azaz mutat inkább a nivellálódás irányába. A regressziós együttható igen alacsony értéke, valamint a logaritmusos szórás – szintén nagyon alacsony regressziós együttható mellett – pozitív előjelű trendje azonban inkább arról győz meg minket, hogy e két megyében összességében a belső különbségek stagnálásról beszélhetünk. Bár mindkét idősor regressziós együtthatójának előjele pozitív, ám azok igen alacsony – 0-hoz közeli – értékei miatt álláspontunk szerint hasonló folyamatokról, azaz összességében stagnálásról beszélhetünk Veszprém megye esetében is.

**1. táblázat: A vizsgált egyenlőtlenségi mutatók nagysága és időbeli alakulása a megyékben 1990-2004.**

Table 1. Values and temporal changes of Hoover index and LWSDC on level of counties, 1988-2005.

Megye <i>County</i>	Az egyenlőtlenségi mutatók átlagértéke <i>Average values of disparity indicators</i>		Rangszám <i>Order of rank</i>		Az egyenlőtlenségi indexek idősorára illesztett lineáris regressziós egyenes meredeksége <i>The rise of linear regression line superposed on the temporal series of disparity indicators</i>	
	Hoover-index <i>Hoover</i>	Log. szórás <i>LWSDC</i>	Hoover-index <i>Hoover</i>	Log. szórás <i>LWSDC</i>	Hoover-index <i>Hoover</i>	Log. szórás <i>LWSDC</i>
<b>Pest</b>	10,47	11,09	14	15	0,24	0,25
<b>Fejér</b>	11,52	11,87	12	13	0,13	0,16
<b>Komárom-Esztergom</b>	5,33	6,39	19	19	<b>-0,07</b>	<b>-0,08</b>
<b>Veszprém</b>	10,03	11,68	16	14	0,02	0,07
<b>Győr-Moson-Sopron</b>	9,06	9,58	18	18	<b>-0,08</b>	<b>-0,03</b>
<b>Vas</b>	9,66	10,69	17	17	-0,01	0,02
<b>Zala</b>	12,10	13,26	10	9	-0,02	0,05
<b>Baranya</b>	12,43	15,77	8	4	0,16	0,32
<b>Somogy</b>	14,02	16,16	2	2	0,04	0,20
<b>Tolna</b>	13,81	15,62	4	5	0,18	0,22
<b>Bács-Kiskun</b>	12,51	12,96	7	11	0,15	0,14
<b>Békés</b>	11,23	12,03	13	12	0,15	0,19
<b>Csongrád</b>	11,62	13,12	11	10	0,08	0,11
<b>Hajdú-Bihar</b>	13,66	14,47	5	6	0,18	0,23
<b>Jász-Nagykun-Szolnok</b>	12,73	14,10	6	7	0,25	0,30
<b>Szabolcs-Szatmár-Bereg</b>	16,67	16,95	1	1	0,25	0,29
<b>Borsod-Abaúj-Zemplén</b>	13,82	15,79	3	3	0,22	0,32
<b>Heves</b>	12,18	13,79	9	8	0,30	0,43
<b>Nógrád</b>	10,26	11,00	15	16	0,17	0,27

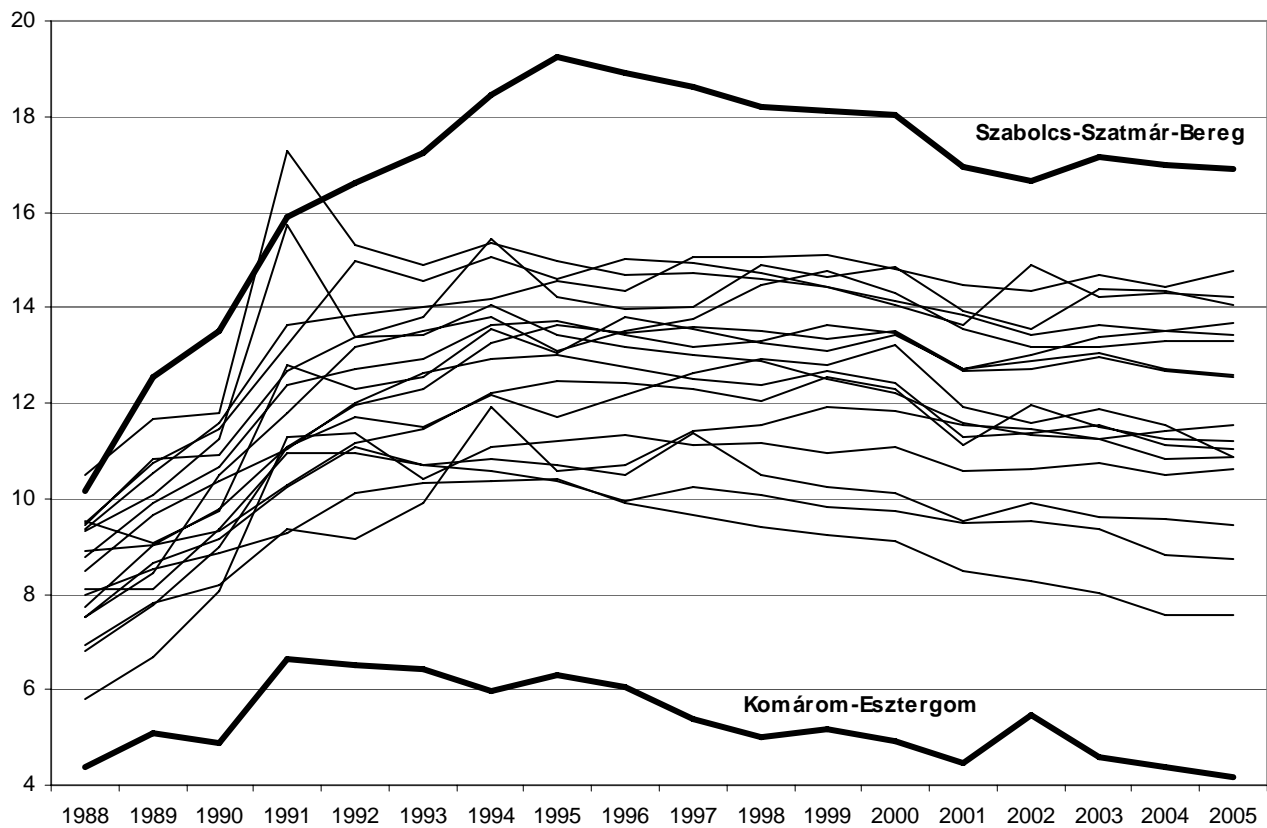
A többi megyében ugyanakkor egyelőre növekvő a trend, az idősorokra illesztett regressziós egyenes meredeksége ugyanis egyértelműen pozitív előjelű (ugyanaz a helyzet egyébként az ország egészét tekintve is: +0,16 a Hoover-index és +0,25 a logaritmikus szórás esetén). Több megyében emellett nem egyszerűen csak arról van szó, hogy az elmúlt évek egyenlőtlenség-csökkenése még nem érte el a rendszerváltozás körüli években lejátszódott növekedés mértékét, hanem arról, hogy itt 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 középmezőnyben található –, ám ezt markáns differenciálódás kíséri: a megye középső sávja (Hatvan–Gyöngyös–Eger vonala) Budapest közelségének 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 1988-ban még a harmadik, 1990-ben pedig az ötödik legkiegyenlítettebb megyénk volt, 2005-ben már csak öt megyénél mutat kisebb belső tagoltságot. A mindig is kirívó mértékben tagolt Szabolcs-Szatmár-Beregben különösen a 90-es évek közepéig nőttek az egyenlőtlenségek, míg Tolna, Baranya, Somogy, Bács-Kiskun, Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Jász-Nagykun-Szolnok – azaz többnyire Északkelet-Magyarország és a Dél-Dunántúl megyéi – esetében a különbségek magas szinten való stagnálásáról van szó. Érdeemes 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 trendje uralja a vizsgált időszakot, ami az utóbbi években szinte mindenütt a differenciáltság viszonylag magas szinten való stagnálását rejti magában. Már idézett korrelációs számításaink eredményei is alátámasztják ezt, ugyanis 1988 óta erősödött az összefüggés a megyék jövedelemszintje és belső tagoltságuk között: a legerősebb kapcsolatot a Hoover-index és a logaritmikus szórás esetében is 2004-ben mértük ( $r = -0,77$ , illetve  $-0,76$ ). Az egyetlen komolyabb kivétel (a már elemzett Heves mellett) Pest megye, amely ugyan legfejlettebb megyénk egyike, de a Budapestről a főváros közelébe kitelepült, magas jövedelmű korábbi budapesti családoknak köszönhetően mégis nő a belső jövedelem-egyenlőtlenség – elsősorban a megye főváros-közeli és Budapeستől távolabbi települései között.



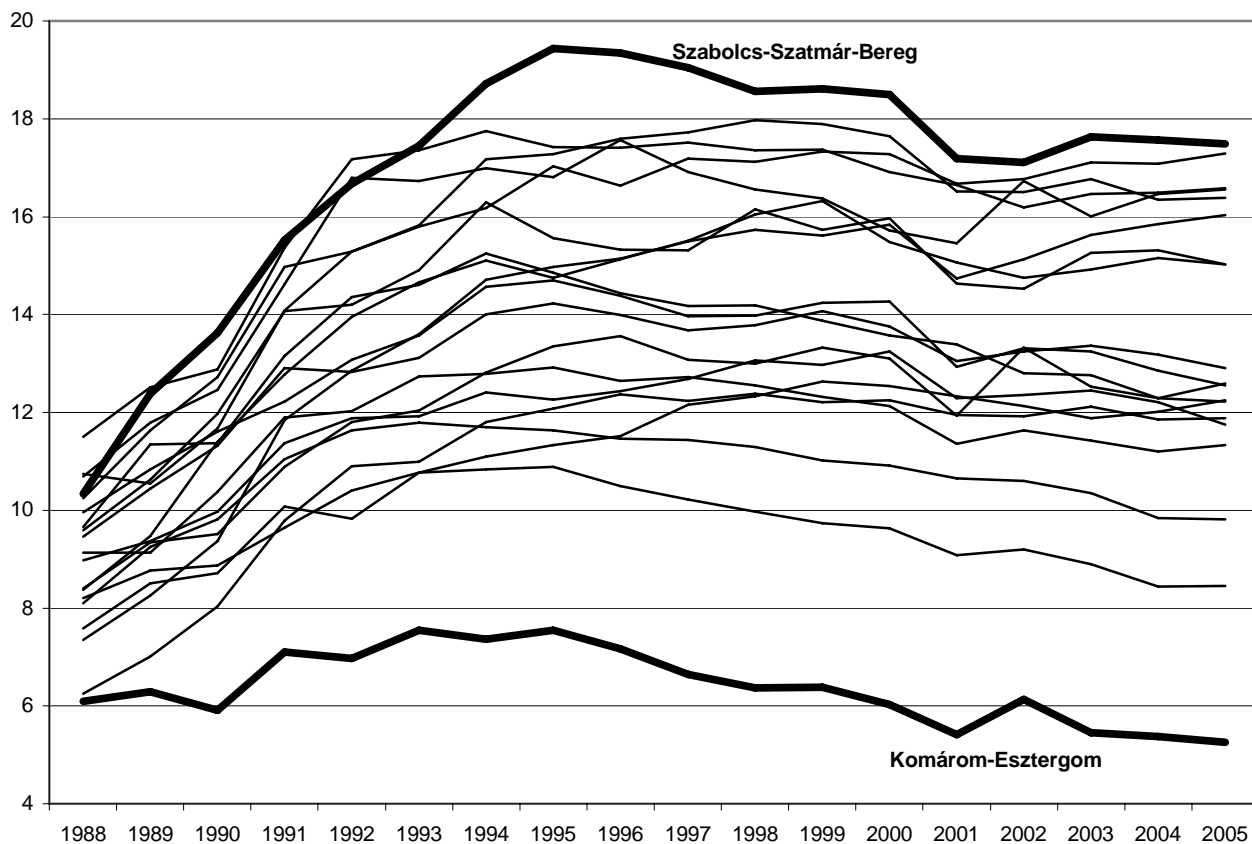
**2. ábra: A megyék belső jövedelmi egyenlőtlensége a Hoover-index szerint, 1988-2005.**

Figure 2. Internal income inequalities of the counties by Hoover index, 1988-2005.



**3. ábra: A megyék belső jövedelmi egyenlőtlensége a logaritmusos szórás szerint, 1988-2005.**

Figure 3. Internal income inequalities of the counties by LWSDC, 1988-2005.



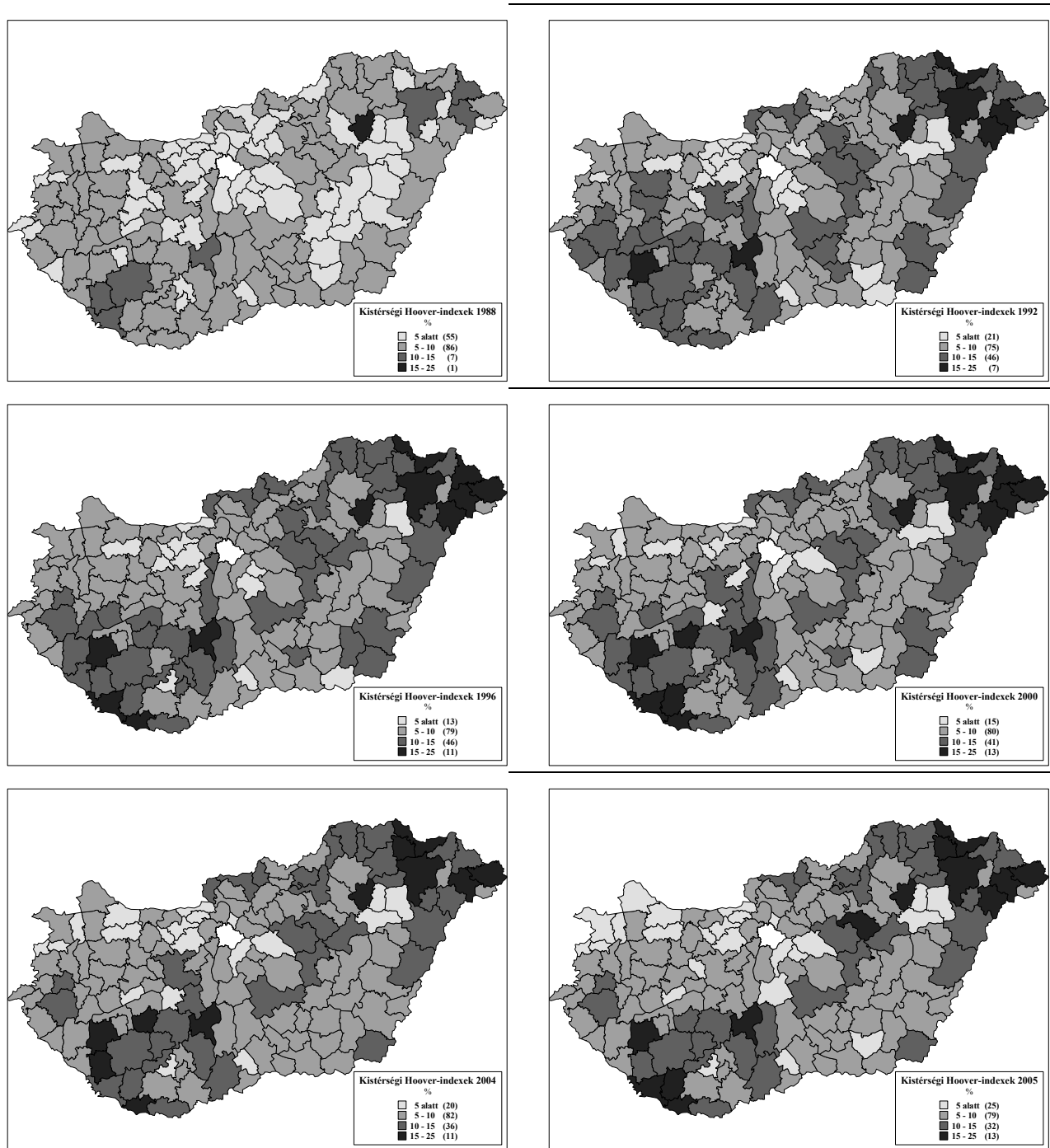
Kistérségi szinten végzett egyenlőtlenség-számításaink alapvetően megerősítik a megyék esetében tapasztaltakat. Mindemellett, éppen a részletesebb térfelosztás, és az ebből adódóan hatványozottan jelentkező, a kistérségi adatok összehasonlítását nehezítő zavaró hatások következtében, sokkal több egyedi 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 tiszaujvárosi kistérség: minden évben mindkét mérőszám szerint jövedelmileg ez a legdifferenciáltabb hazai mikrorégió (a Hoover-index értéke – 1988 kivételével – minden évben meghaladta a 20%-ot). Ilyen mértékű belső egyenlőtlenséget a Hoover-indexszel csak a paksi és a sátoraljaújhelyi kistérségnél, a logaritmusos szórással pedig Paks, Siklós, Sellye, Sátoraljaújhely és Encs környéke esetén mértünk, de korántsem az évek mindegyikében. Az ellenkező póluson, a legkisebb differenciáltságot a harminchat lehetséges esetből (két index, 18 év) 29-szer a tatabányai kistérségnél tapasztaltuk. Esetében a Hoover-index értéke egyetlen évben sem haladja meg a 2%-ot; ilyen alacsony érték mindössze az oroszslányi (az utolsó öt évben), a hajdúböszörményi, az esztergomi (mindkettő 1988-

ban), valamint a jánoshalmi (1990-ben) kistérségnél még fordul elő. A logaritmikus szórás esetében is hasonló a helyzet; az említetteken kívül itt Dunakeszi is feltűnik a legkiegyenlítettebb kistérségek között, de szintén csak a rendszerváltozás éveiben.

**4. ábra: A belső jövedelmi egyenlőtlenségek kistérségi mintázata a Hoover-index alapján, 1988, 1992, 1996, 2000, 2004, 2005.**

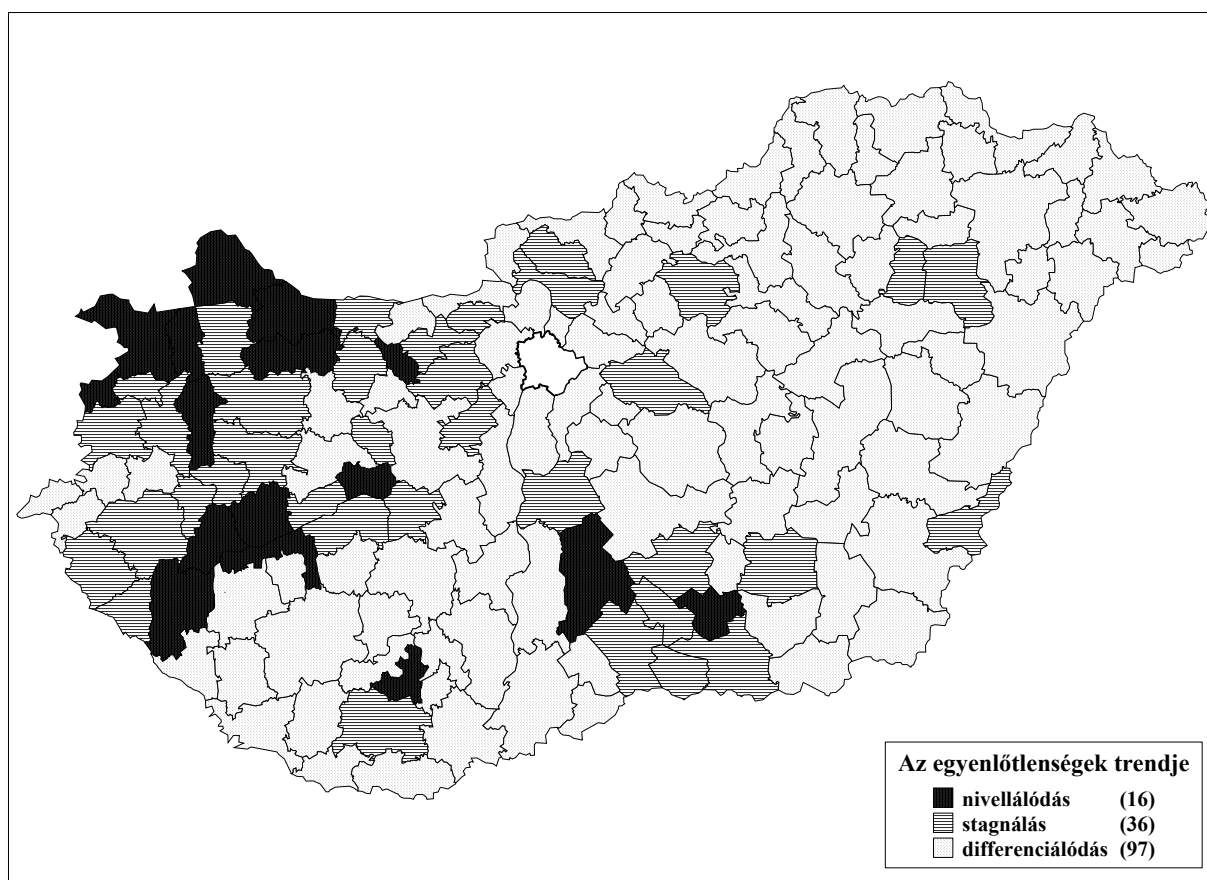
Figure 4. Spatial pattern of internal income inequalities on the level of micro-regions by Hoover index, 1988, 1992, 1996, 2000, 2004, 2005.



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 indexértékeik szerint sorbarendezzük, majd ezeket a helyezéseket egyszerűen elátlagoljuk, 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 részterületei 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 (öt, illetve 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 pl. a hajdúböszörményi, mint a 10 heterogén méretű településből álló tatabányai kistérség esetében)

**5. ábra: A kistérségek belső jövedelemegyenlőtlenség-változásának időbeli trendje a Hoover-index alapján, 1988-2005.**

Figure 5. Temporal trend of internal income inequalities of micro-regions by Hoover index, 1988-2005.



Nivellálódást, illetve differenciálódást ott állapítottunk meg, ahol a Hoover-index idősorának regressziós állandója meghaladta a (+,-) 0,05-ös értéke.

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 +0,92). Így nagy bizonyossággal állítható, hogy a kistérségek jól kivehető területi mintázatot mutatnak az egyenlőtlenség-változás iránya és nagysága szerint (5. ábra). Az egyértelmű nivellálódás sokkal ritkább, mint az egyértelmű differenciálódás. Előbbi a kistérségek mintegy tizedét jellemzi: leginkább Északnyugat- és Közép-Dunántúlon jelenik meg, de fel-fel tűnik a Dél-Alföld középső részén is. A differenciálódás leginkább Észak-Magyarországot, az Észak-Alföldet, valamint a Dél-Dunántúlt érinti. Már többször is utaltunk rá, hogy az országos indexek futása is a differenciálódás irányába mutat, így ez utóbbi térségek – a 150 kistérség majd' kétharmada – lényegében az országos trendhez illeszkednek. Érdekes tény, hogy az indexek változásának időbeli trendje és az indexek 1988-as 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 az adott helyen (2. táblázat). A 2005-ös jövedelemszóródási adatok azonban már közepes-erősen ( $r = +0,71$ , illetve  $+0,78$ ) korrelálnak az 1988-2005 közötti egyenlőtlenségváltozások trendjével, ami jól jelzi, hogy a kistérségek belső egyenlőtlenségeinek ma tapasztalható különbségei jórészt az 1988 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, vagyis rátérünk tanulmányunk alapkérdésének megválaszolására: 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, mint már többször utaltunk rá, teljesen eltérő számítási módjuk ellenére kistérségi szinten is alapvetően együtt mozognak. Ennek bizonyítékát adják a két index között számolt Pearson-féle lineáris korrelációs együtthatók is, melyek az évek mindegyikében 0,93 és 0,96 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 a saját átlagos lakossági jövedelmi szintjével jellemzünk, vagyis közvetlenül mérjük hipotézisünk teljesülését. Másrészt közvetett úton is vizsgálódunk: a kistérségeket nem saját, hanem a szomszédos kistérségek jövedelmi átlagával jellemezzük, figyelmen kívül hagyva saját jövedelmi szintjüket.<sup>3</sup> 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 igazolják 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 jövedelműek általában kiegyenlítettebbek. Az együtthatók nagysága azonban nem meggyőző: a kapcsolatok az esetek döntő többségében ugyan magas szinten szignifikánsak, de az összefüggés mértéke gyenge, jobb esetben is alig közepes. Ez persze 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 mindegyik változó-

---

<sup>3</sup> A szomszédsági átlagjövedelem-adatokat az adott kistérséggel közvetlenül határos kistérségek egy lakosra jutó jövedelmeként állítottuk elő.

párnál 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 jövedelem-szint 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 piacgazdasági 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)

Table 2. Correlation between the disparity indicators and the values of per capita income

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004	2005
Hoover-index és jövedelem	-									-
Hoover and own per capita income	0,15	-0,09	-0,12	-0,14	<b>-0,23</b>	<b>-0,21</b>	<b>-0,26</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,33</b>	<b>0,33</b>
Hoover-index és szomszédsági jövedelem	-									-
Hoover and per capita income of neighbouring microregions	<b>0,31</b>	<b>-0,30</b>	<b>-0,34</b>	<b>-0,34</b>	<b>-0,37</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,40</b>	<b>-0,38</b>	<b>-0,44</b>	<b>0,42</b>
logaritmusos szórás és jövedelem	-									-
LWSDC and own per capita income	0,16	-0,11	-0,12	-0,14	<b>-0,24</b>	<b>-0,24</b>	<b>-0,29</b>	<b>-0,31</b>	<b>-0,37</b>	<b>0,37</b>
logaritmusos szórás és szomszédsági jövedelem	-									-
LWSDC and per capita income of neighbouring microregions	<b>0,31</b>	<b>-0,33</b>	<b>-0,36</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,38</b>	<b>-0,36</b>	<b>-0,41</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,45</b>	<b>0,43</b>

Vastagon szedett betűtípussal szerepelnek a 95%-os, dőlt betűvel a 90%-os szignifikancia-szintet meghaladó eredmények.

Values over the 0,05 significance level are indicated by bold, over the 0,1 significance level by italic types.

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 kisméretű 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 lakossági jövedelem-változó *együttesen* milyen mértékben és milyen módon magyarázza a két

egyenlőtlenségi mutató kistérségek közötti heterogenitását. OLS-becsléseket<sup>4</sup> alkalmaztunk, minden változót mindvégig benntartva az egyenletekben, 1988-2005 között minden évre lefuttatva a folyamatosan azonos struktúrában előállított modelleket. A két jövedelem-adatot a kiugró értékek hatásának csökkentése érdekében logaritmizált alakjukkal szerepeltettük az egyenletekben. A „komplex jövedelmi hatás” tehát az alábbi módon számítható:

$$H = \beta_1 + \beta_2 \log(jöv\_saját)_{it} + \beta_3 \log(jöv\_szomszéd)_{it} + \mu,$$

$$\log\_dev = \beta_1 + \beta_2 \log(jöv\_saját)_{it} + \beta_3 \log(jöv\_szomszéd)_{it} + \mu \text{ ahol/where}$$

$H$  = Hoover-index (Hoover index)  
 $\log\_dev$  = logaritmikus szórás (LWSDC)  
 $jöv\_saját$  = a kistérségek egy lakosra jutó adóköteles jövedelme (a továbbiakban: Saját jövedelem);  
*per capita taxable income of microregions (hereafter abbreviated as Income of micro-regions)*  
 $jöv\_szomszéd$  = az adott kistérséggel szomszédos kistérségek egy lakosra jutó adóköteles jövedelme (a továbbiakban: Szomszédság jövedelme);  
*average per capita taxable income of neighbouring microregions (hereafter abbreviated as Income of neighbouring micro-regions)*  
 $\beta_{jk}$  = regressziós együtthatók (regression coefficient)  
 $\mu$  = a regressziók hibatajaja (error term)  
 $t$  = a megfigyelt évek (1988-2005) (years of observation)  
 $i$  = kistérségek (1-149) (microregions)<sup>5</sup>

Regressziós modelljeink magyarázóereje az F-próbák tanúsága szerint szignifikáns (0,000-szinten is), tehát joggal állíthatjuk: van lineáris kapcsolat a kistérségek, illetve környezetük jövedelem-szintje, valamint belső egyenlőtlenségük 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 20% körüli szintre emelkedik az utolsó évekre (jelezve ezzel a belső egyenlőtlenségek jövedelemszinttől való függésének erősödését is). Figyelemre méltó azonban, hogy – a t-próbák szignifikancia-szintjeit áttekintve – kiderült: a kistérségek *saját* fajlagos jövedelem-értéke nem tud a megfelelő mértékben hozzájárulni a függő változók heterogenitásának magyarázatához. Vagyis egy egyenletben szerepeltetve a két jövedelem-változót, a kettejük közötti interferencia miatt a „saját jövedelem” elveszíti – a korrelációs együtthatók tanúsága szerint alapesetben egyébként meglévő – szignifikáns magyarázóerejét. Ennek az igen egyszerű, alaphipotézisünket igen 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.

<sup>4</sup> OLS: Ordinary Least Squares – a legkisebb négyzetek módszerének elterjedt rövidítése.

<sup>5</sup> Számításainkhoz SPSS 13.0 for Windows szoftvert használtunk.

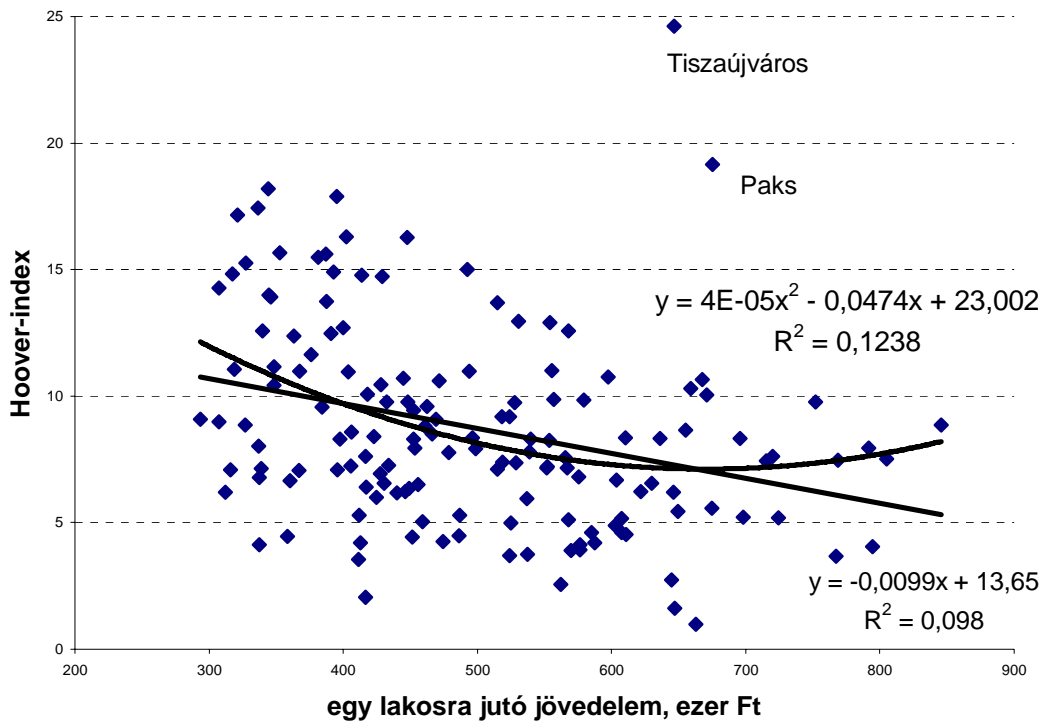


Hozzá kell tenni mindehhez, hogy az egyenlőtlenségi mutatók jövedelemfüggése nem csak lineáris, hanem egy  $ax^2+bx+c$  alakú másodfokú polinomiális egyenlettel is jól (sőt, a determinációs együtthatók tanúsága szerint a lineáris összefüggésnél valamivel jobban) közelíthető, mert az eloszlás jobb szélén, a leggazdagabb kistérségekben általában egy árnyalattal kissé nő az egyenlőtlenségek mértéke. Feltétlenül ki kell emelni továbbá, hogy két magas jövedelmű, és emellett mégis kiugró egyenlőtlenségi mutatóval rendelkező térség – a tiszaujvárosi és a paksi – olyan mértékben eltér a regressziós függvény által jelzett trendtől, ami jelentősen rontja a regressziós modellek magyarázó erejét. Ha ezt a két – sikeresen iparosított, de 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).

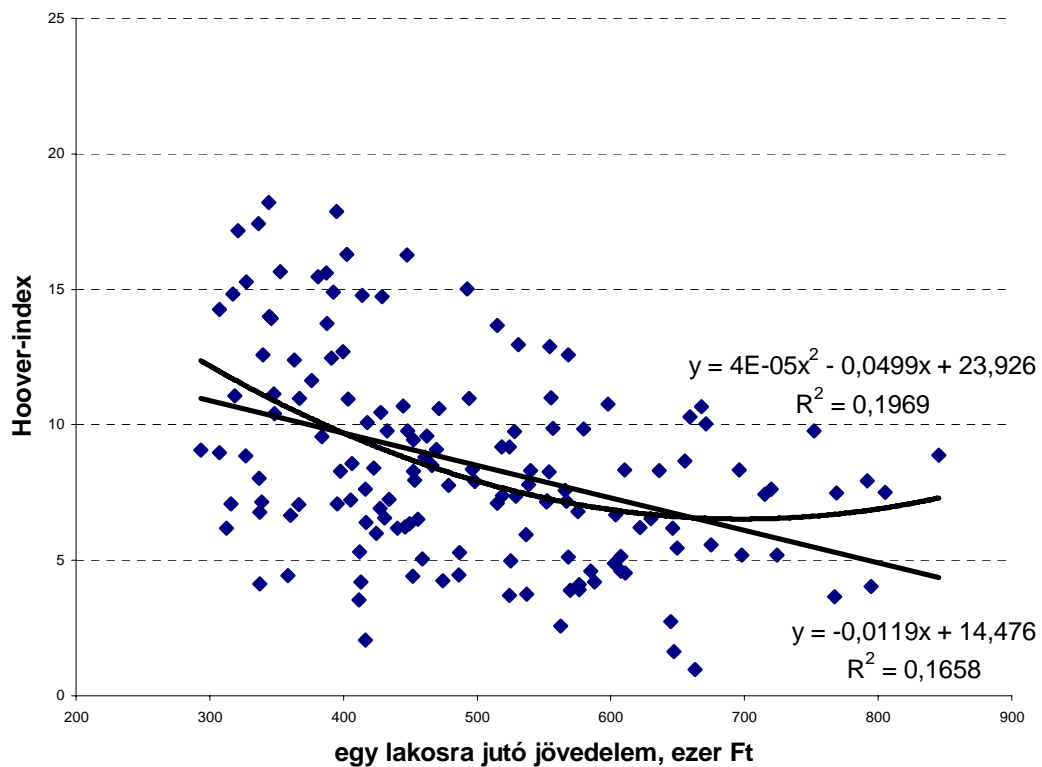
**6. ábra: A kistérségi jövedelmi egyenlőtlenségek függése saját jövedelemszintjüktől 2005.**

Figure 6. The dependence of internal income inequalities of the micro-regions on their per capita income, 2005.

A.) a 149 vidéki kistérségre (*all the micro-regions*)



B.) a tiszaujvárosi és a paksi kistérség nélkül (*without the micro-regions of Tiszaújváros and Paks*)



Minthogy a két jövedelem-változó 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 a kontroll-változók bevonásával mennyiben változtak meg regressziós modelljeink, s mennyiben alakult át a jövedelem-változók szerepe.

A magyarázó változók körét két ütemben bővítettük. Az elsőben a kistérségek néhány földrajzi alapjellemezőjét vontuk be az egyenletekbe<sup>6</sup>:

- a kistérség-központok Nyugat–Kelet koordinátája egy Budapest origójú, kilométer-léptékű koordinátarendszerben (a továbbiakban: *Nyugat–Kelet*);  
*West-East coordinate of microregion-centres; the origin of the coordinate system is Budapest; distance is measured with air kilometres (hereafter abbreviated as West-East position).*
- a kistérség-központok Észak–Dél koordinátája ugyanabban a Budapest-origójú, kilométer-léptékű koordinátarendszerben (a továbbiakban: *Észak–Dél*);  
*North-South coordinate of microregion-centres; the origin of the coordinate system is Budapest; distance is measured with air kilometres (hereafter abbreviated as North-South position)*
- a kistérség-központok távolsága Budapesttől légvonalban (a továbbiakban: *Budapest*);  
*distance between microregion-centres and Budapest in air kilometres (hereafter abbreviated as Distance from Budapest)*
- népsűrűség (logaritmizálva; a továbbiakban: *népsűrűség*);  
*population density*
- a 7000 főnél népesebb településeken élők aránya (a továbbiakban: *városlakók aránya*);  
*share of population living in settlements over 7000 inhabitants (hereafter abbreviated as Proportion of townspeople)*<sup>7</sup>.

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.

---

<sup>6</sup> Regressziós egyenleteink struktúrája a fent bemutatotthoz képest nem változott: továbbra is OLS-bebecsléseket alkalmaztunk, mindössze a magyarázó változók számát növeltük.

<sup>7</sup> 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.

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. Az első szembetűnő eredmény az, hogy ugyan további öt változót vontunk be egyenleteinkbe, a regressziók magyarázóereje mégis mindössze néhány százalékponttal növekedett az előző, csak a két jövedelem-változót 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 elvész magyarázó erejük). 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 szóródásából<sup>8</sup>. Így egyetlen esetben sem vált szignifikáns tényezővé a népsűrűség, míg az Észak-Dél viszonyrendszerben való elhelyezkedés is mindössze 1988-ban tudott szignifikáns magyarázó tényezővé válni.

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 (pl. a kiugró paksi és tiszaujvárosi jövedelem-adat) magyarázatával válik szignifikánssá, amihez történetesen előjel-váltás is társul. A további három szignifikáns változó igen robusztus, jelentésük szerint a Budapesttől való távolsággal, illetve Nyugatról Kelet felé haladva nő, a városlakók arányának növekedésével pedig csökken a kistérségek belső tagoltsága. Összefoglalva: regresszióink szerint azokban a kistérségekben várható nagyobb belső jövedelmi differenciáltság, amelyek:

---

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

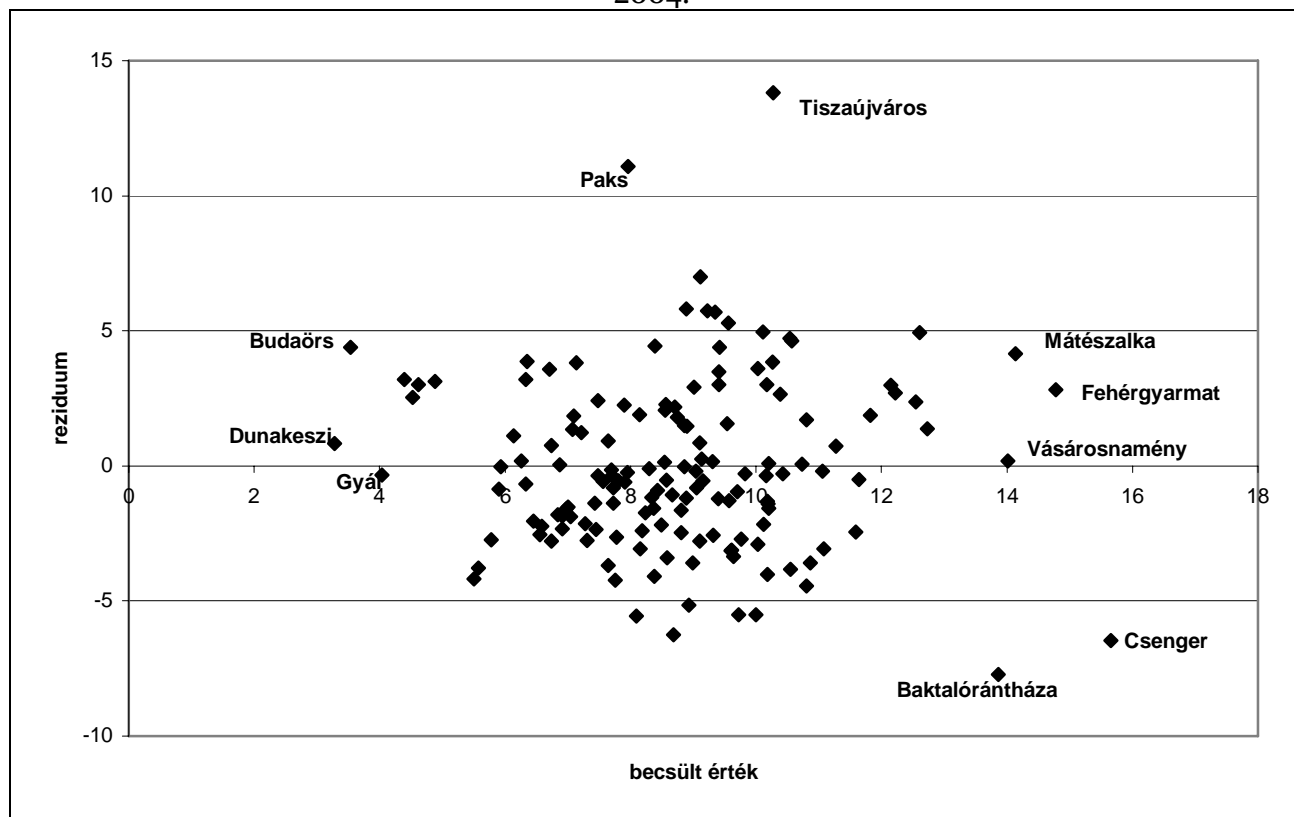
- viszonylag alacsony jövedelmű környezetben fekszenek (szomszédaik jövedelem-szintje relatíve alacsony);
- távol vannak Budapeستől;
- az ország keleti részén található;
- alacsony a városlakók aránya;
- saját relatív jövedelem-szintjük magas.

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 becült értékek függvényében ábrázoltuk a reziduumokat. A további kiemelt kistérségek a regressziók összefoglalásában említettek példázák: a becült értékek Budapest-környéki kistérségekben a legkisebbek, míg a fővárostól távoli, az ország legkeletibb vidékein fekvő mikrorégiókban a legnagyobbak. (A „városlakók aránya” ezen az ábrán nem jeleníthető meg ilyen látványosan.)

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

**7. ábra: A reziduumok eloszlása a Hoover-index becsült értékeinek függvényében, 2004.**

Figure 7. Connection between distribution of residuals and the estimated values of Hoover index, 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 magyarázó változóink 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 mérőszám<sup>9</sup>.

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-

<sup>9</sup> Az alkalmazott egyenletek elvi felépítése a fent látottakkal megegyező volt.

index értékét. E hatások kiszűrése érdekében vontuk be a regressziókba az alábbi kontrollváltozókat is:

- A kistérség össznépsége (logaritmizálva; a továbbiakban: *össznépség*);  
*total population of microregions (hereafter abbreviated as Total population)*
- A települések népességszámának relatív szórása (a továbbiakban: *relatív szórás*);  
*relative standard deviation of the total population in the micro-regions (hereafter abbreviated as Relative deviation)*
- A legnagyobb település népességi arányának abszolút eltérése az 50%-tól (a továbbiakban: *településszerkezet*);  
*the absolute deviance of the population share of the largest settlement in the micro-region from the 50% (hereafter abbreviated as Settlement-structure)<sup>10</sup>.*

Egy előzetes, kísérleti jellegű regressziós vizsgálatot elvégezve azt tapasztaltuk, hogy kizárólag e négy, „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 modell-típusunkban – amelyben tehát a már korábban is bevont jellemzők mellett e „technikai jellegű” változók is szerepelnek – már alig tud megjelenni a két jövedelem-változó 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 jövedelem-szintek magyarázóerejét. Kiderült ugyanakkor, hogy újonnan bevont változóink magyarázóereje igen eltérő: az össznépség és a relatív szórás mindössze a nyolcvanas évek végén 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 csak helyenként tudott szignifikánsan jelen lenni a

---

<sup>10</sup> 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.

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 regresszió-típusunk eredményeit, azokban a kistérségekben valószínűsíthetünk az átlagnál nagyobb belső differenciáltságot, amelyek:

- az ország keleti részén találhatók;
- alacsony a városlakók aránya;
- sok településből állnak;
- a legnagyobb település népesség-aránya 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 1988 óta folyamatosan erősödő, hatóereje e térfelosztás 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 figyelembe vételük lehetséges. Valószínű azonban az is, hogy regressziós modelljeink viszonylagosan gyenge magyarázó erejének 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 „modellizálható” lokális adottságok ereje.



## HIVATKOZÁSOK

- Agócs Mihályné-Tábi Ferenc: Az ipari termelés változásának megyei szintű mérése. *Területi Statisztika* 1982/1-2. 1-7. old.
- Barro, Robert – Sala-y-Martín, 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. 2005.
- 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 – Lócsei Hajnalka: Kistérségtípusok a Tisza mentén. In: Nemes Nagy József (szerk.): *Régiók távolról és közelről*. (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.
- Lócsei 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 terület-fejlesztéssel 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.

## MELLÉKLET

A többváltozós regressziók főbb eredményei (*Results from the regression estimations*)

### 1. modell

M.1/a táblázat: Függő változó: Hoover-index (*Dependent variable: Hoover index*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>SAJÁT JÖVEDELEM*</b> <i>INCOME OF MICRO-REGIONS</i>	<i>0,037</i>	<i>0,044</i>	<i>0,079</i>	<i>0,047</i>	<i>0,015</i>	<i>-0,023</i>	<i>0,003</i>	<i>-0,032</i>	<i>-0,068</i>	<i>-0,055</i>	<i>-0,037</i>	<i>-0,059</i>	<i>-0,049</i>	<i>-0,094</i>	<i>-0,086</i>	<i>-0,114</i>	<i>-0,120</i>	<i>-0,145</i>
<b>t-próba szignifikanciája</b> <i>significance of t-test</i>	0,696	0,633	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	0,104
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME*</b> <i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO-REGIONS</i>	<i>-0,331</i>	<i>-0,367</i>	<i>-0,353</i>	<i>-0,363</i>	<i>-0,355</i>	<i>-0,306</i>	<i>-0,35</i>	<i>-0,344</i>	<i>-0,335</i>	<i>-0,342</i>	<i>-0,337</i>	<i>-0,349</i>	<i>-0,372</i>	<i>-0,326</i>	<i>-0,332</i>	<i>-0,370</i>	<i>-0,379</i>	<i>-0,341</i>
<b>t-próba szignifikanciája</b> <i>significance of t-test</i>	0,001	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	0,000	0,000
<b>Küigazított R<sup>2</sup></b> <i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,085	0,107	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	0,180
<b>F-próba szignifikanciája</b> <i>Significance of F-test</i>	0,001	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	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt</b> <b>(VIF maximális értéke)</b> <i>Collinearity statistic (the maximum value of VIF)</i>	1,450	1,396	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	1,425

\*A változók neve mellett a standardizált regressziós béta együtthatók értéke szerepel. Note: Values of standardized beta-coefficient are indicated by italic types.

M.1/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás (*Dependent variable: LWSDC*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>SAJÁT JÖVEDELEM*</b>																		
<i>INCOME OF MICRO-REGIONS</i>	<i>0,015</i>	<i>0,055</i>	<i>0,057</i>	<i>0,310</i>	<i>0,026</i>	<i>-0,014</i>	<i>0,003</i>	<i>-0,035</i>	<i>-0,072</i>	<i>-0,067</i>	<i>-0,063</i>	<i>-0,092</i>	<i>-0,085</i>	<i>-0,124</i>	<i>-0,137</i>	<i>-0,158</i>	<i>-0,162</i>	<i>-0,190</i>
<b>t-próba szignifikanciája</b>																		
<i>significance of t-test</i>	0,874	0,542	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	0,032
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME*</b>																		
<i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO-REGIONS</i>	<i>-0,319</i>	<i>-0,406</i>	<i>-0,349</i>	<i>-0,355</i>	<i>-0,365</i>	<i>-0,319</i>	<i>-0,350</i>	<i>-0,354</i>	<i>-0,347</i>	<i>-0,342</i>	<i>-0,326</i>	<i>-0,342</i>	<i>-0,373</i>	<i>-0,331</i>	<i>-0,324</i>	<i>-0,368</i>	<i>-0,370</i>	<i>-0,330</i>
<b>t-próba szignifikanciája</b>																		
<i>significance of t-test</i>	0,001	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	0,000	0,000
<b>Küigazított R<sup>2</sup></b>																		
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,084	0,132	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	0,203
<b>F-próba szignifikanciája</b>																		
<i>Significance of F-test</i>	0,001	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	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt (VIF maximális értéke)</b>																		
<i>Collinearity statistic (the maximum value of VIF)</i>	1,450	1,396	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	1,425

\*A változók neve mellett a standardizált regressziós béta együtthatók értéke szerepel. Note: Values of standardized beta-coefficient are indicated by italic types.

## 2. modell

M.2/a táblázat: Függő változó: Hoover-index (*Dependent variable: Hoover index*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>SZIGNIFIKÁNS MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK*</b> <i>SIGNIFICANT INDEPENDENT VARIABLES*</i>	<b>Standardizált regressziós béta-együtthatók</b> <i>Standardized beta-coefficients</i>																	
<b>SAJÁT JÖVEDELEM</b> <i>INCOME OF MICRO- REGIONS</i>	0,343	0,335	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		
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME</b> <i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO- REGIONS</i>	-0,269	-0,273	-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	-0,215
<b>BUDAPEST</b> <i>DISTANCE FROM BUDAPEST</i>	0,306	0,351	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	0,216
<b>VÁROSLAKÓK ARÁNYA</b> <i>PROPORTION OF TOWNSPEOPLE</i>	-0,265	-0,229	-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	-0,243
<b>NYUGAT-KELET</b> <i>WEST-EAST POSITION</i>				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	0,162
<b>ÉSZAK-DÉL</b> <i>NORTH-SOUTH POSITION</i>	-0,157																	
<b>Küigazított R<sup>2</sup></b> <i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,183	0,185	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	0,276
<b>F-próba szignifikanciája</b> <i>Significance of F-test</i>	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	0,000	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt</b> <b>(VIF maximális értéke)</b> <i>Collinearity statistic</i> <i>(the maximum value of</i> <i>VIF)</i>	2,468	2,561	2,306	2,627	1,881	2,292	2,426	2,424	2,521	2,488	2,544	2,494	2,625	2,641	2,471	2,508	1,882	1,836

\* **backward eliminációval** / *with backward-elimination*

M.2/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás (*Dependent variable: LWSDC*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>SZIGNIFIKÁNS MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK*</b> <i>SIGNIFICANT INDEPENDENT VARIABLES*</i>	<b>Standardizált regressziós béta-együtthatók</b> <i>Standardized beta-coefficients</i>																	
<b>SAJÁT JÖVEDELEM</b> <i>INCOME OF MICRO-REGIONS</i>	0,349	0,366		0,295	0,294	0,223	0,242	0,196										
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME</b> <i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO-REGIONS</i>	-0,244	-0,283		-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	-0,294
<b>BUDAPEST</b> <i>DISTANCE FROM BUDAPEST</i>	0,342	0,413	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	0,249
<b>VÁROSLAKÓK ARÁNYA</b> <i>PROPORTION OF TOWNSPEOPLE</i>	-0,279	-0,225		-0,209	-0,241	-0,188	-0,185	-0,198						-0,161	-0,188	-0,170	-0,177	-0,195
<b>ÉSZAK-DÉL</b> <i>NORTH-SOUTH POSITION</i>	-0,236																	
<b>Kiigazított R<sup>2</sup></b> <i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,231	0,233	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	0,276
<b>F-próba szignifikanciája</b> <i>Significance of F-test</i>	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	0,000	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt (VIF maximális értéke)</b> <i>Collinearity statistic (the maximum value of VIF)</i>	2,468	2,561	1,000	2,184	1,881	1,844	1,915	1,890	1,298	1,310	1,360	1,352	1,360	1,426	1,444	1,468	1,480	1,492

\* **backward eliminációval** / *with backward-elimination*

### 3. modell

M.3/a táblázat: Függő változó: Hoover-index (*Dependent variable: Hoover index*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
<b>SZIGNIFIKÁNS MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK*</b> <i>SIGNIFICANT INDEPENDENT VARIABLES*</i>	<b>Standardizált regressziós béta-együtthatók</b> <i>Standardized beta-coefficients</i>																		
<b>SAJÁT JÖVEDELEM</b> <i>INCOME OF MICRO-REGIONS</i>		0,309	0,236	0,229	0,276	0,204	0,216	0,203	0,260		0,219		0,230						
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME</b> <i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO-REGIONS</i>		-0,246	-0,200	-0,215	-0,194								-0,183			-0,199	-0,213	-0,194	
<b>NYUGAT-KELET</b> <i>WEST-EAST POSITION</i>			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	0,349	0,349	0,343	
<b>ÉSZAK-DÉL</b> <i>NORTH-SOUTH POSITION</i>	-0,205	-0,172	-0,196		-0,203				-0,173		-0,215	-0,147	-0,172		-0,157				
<b>BUDAPEST</b> <i>DISTANCE FROM BUDAPEST</i>	0,293	0,316				0,238	0,252	0,215	0,193	0,153									
<b>TELEPÜLÉSSZERKEZET</b> <i>SETTLEMENT-STRUCTURE</i>	-0,259	-0,239	-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	-0,198	
<b>VÁROSLAKÓK ARÁNYA</b> <i>PROPORTION OF TOWNSPEOPLE</i>	-0,498	-0,356	-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	-0,334	
<b>TELEPÜLÉSSZÁM</b> <i>NUMBER OF SETTLEMENTS</i>		0,337	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	0,394	
<b>ÖSSZNÉPESSÉG</b> <i>TOTAL POPULATION</i>	0,482	0,356																	
<b>RELATÍV SZÓRÁS</b> <i>RELATIVE DEVIATION</i>		-0,345																	
<b>Kiigazított R<sup>2</sup></b> <i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,278	0,313	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	0,402	
<b>F-próba szignifikanciája</b> <i>Significance of F-test</i>	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	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt</b> <b>(VIF maximális értéke)</b> <i>Collinearity statistic</i> <i>(the maximum value of VIF)</i>	2,059	4,853	2,637	2,377	2,560	2,401	2,531	2,484	2,814	1,289	2,719	1,360	3,451	1,213	1,361	1,665	1,671	1,617	

\* **backward eliminációval** / *with backward-elimination*

M.3/b táblázat: Függő változó: logaritmikus szórás (*Dependent variable: LWSDC*)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>SZIGNIFIKÁNS MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK*</b>																		
<i>SIGNIFICANT INDEPENDENT VARIABLES*</i>	<b>Standardizált regressziós béta-együtthatók</b> <i>Standardized beta-coefficients</i>																	
<b>SAJÁT JÖVEDELEM</b> <i>INCOME OF MICRO-REGIONS</i>		0,340		0,232	0,236		0,214	0,204										
<b>SZOMSZÉDSÁG JÖVEDELME</b> <i>INCOME OF NEIGHBOURING MICRO-REGIONS</i>	-0,255	-0,239		-0,178	-0,205											-0,176	-0,179	
<b>NYUGAT-KELET</b> <i>WEST-EAST POSITION</i>		0,250	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	0,546
<b>ÉSZAK-DÉL</b> <i>NORTH-SOUTH POSITION</i>	-0,224	-0,251	-0,197	-0,252	-0,253	-0,171	-0,229	-0,214	-0,238	-0,210	-0,218	-0,226	-0,215	-0,203	-0,221	-0,149	-0,158	-0,229
<b>BUDAPEST</b> <i>DISTANCE FROM BUDAPEST</i>		0,225	0,164			0,163	0,207	0,177										
<b>TELEPÜLÉSSZERKEZET</b> <i>SETTLEMENT-STRUCTURE</i>				-0,139	-0,154	-0,154	-0,176	-0,173	-0,182	-0,187	-0,177	-0,160	-0,168	-0,180	-0,177	-0,172	-0,161	-0,184
<b>VÁROSLAKÓK ARÁNYA</b> <i>PROPORTION OF TOWNSPEOPLE</i>		-0,240		-0,284	-0,328	-0,155	-0,273	-0,308	-0,253	-0,229	-0,248	-0,230	-0,229	-0,282	-0,303	-0,275	-0,276	-0,322
<b>TELEPÜLÉSSZÁM</b> <i>NUMBER OF SETTLEMENTS</i>	0,380	0,354	0,506	0,534	0,534	0,532	0,500	0,513	0,551	0,559	0,553	0,554	0,561	0,550	0,542	0,512	0,496	0,542
<b>Kiigazított R<sup>2</sup></b> <i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,278	0,340	0,350	0,388	0,423	0,417	0,426	0,442	0,399	0,398	0,393	0,400	0,417	0,409	0,427	0,470	0,463	0,453
<b>F-próba szignifikanciája</b> <i>Significance of F-test</i>	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	0,000	0,000	0,000
<b>Multikollinearitás-teszt (VIF maximális értéke)</b> <i>Collinearity statistic (the maximum value of VIF)</i>	1,016	3,280	1,544	2,604	2,560	1,669	2,724	2,708	1,352	1,353	1,359	1,360	1,360	1,358	1,361	2,423	2,453	1,363

\* **backward eliminációval** / *with backward-elimination*

## A sorozat korábban megjelent kötetei

### 2005

- Kertesi G. – Varga J.: Foglalkoztatottság és iskolázottság Magyarországon. BWP 2005/1
- Köllő János: A nem foglalkoztatottak összetétele az ezredfordulón. BWP 2005/2
- Kertesi G.- Köllő J.: Felsőoktatási expanzió „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke. BWP 2005/3
- Kertesi Gábor: Roma foglalkoztatás az ezredfordulón –a rendszerváltás maradandó sokkja. BWP 2005/4
- Kertesi G. – Kézdi G.: A foglalkoztatási válság gyermekei – roma fiatalok középiskolai továbbtanulása az elhúzódó foglalkoztatási válság idején. BWP 2005/5
- Zsombor Cs. Gergely: County to county migration and labour market conditions in Hungary between 1994 and 2002. BWP 2005/6
- Szilvia Hámori: Comparative Analysis of the Returns to Education in Germany and Hungary (2000). BWP 2005/7
- Gábor Kertesi – Gábor Kézdi: Roma Children in the Transformational Recession - Widening Ethnic Schooling Gap and Roma Poverty in Post-Communist Hungary. BWP 2005/8
- John Micklewright - Gyula Nagy: Job Search Monitoring and Unemployment Duration in Hungary: Evidence from a Randomised Control Trial BWP 2005/9
- J. David Brown – John S. Earle – Álmos Telegdy: Does Privatization Hurt Workers? Lessons in Comprehensive Manufacturing Firm Panel Data In Hungary Romania, Russia and Ukraine. BWP 2005/10

### 2006

- Köllő János: A napi ingázás feltételei és a helyi munkanélküliség Magyarországon. Újabb számítások és számpéldák. BWP 2006/1
- J. David Brown - John S. Earle - Vladimir Gimpelson - Rostislav Kapeliushnikov - Hartmut Lehmann - Álmos Telegdy - Irina Vantu - Ruxandra Visan - Alexandru Voicu: Nonstandard Forms and Measures of Employment and Unemployment in Transition: A Comparative Study of Estonia, Romania, and Russia. BWP 2006/2
- Balla Katalin – Köllő János – Simonovits András: Transzformációs sokk heterogén munkaerő-piacon. BWP 2006/3
- Júlia Varga: Why to Get a 2<sup>nd</sup> Diploma? Is it Life-Long Learning or the Outcome of State Intervention in Educational Choices?. BWP 2006/4
- Gábor Kertesi – Gábor Kézdi: Expected Long-Term Budgetary Benefits to Roma Education in Hungary. BWP 2006/5
- Kertesi Gábor – Kézdi Gábor: A hátrányos helyzetű és roma fiatalok eljuttatása az érettségihez. Egy különösen nagy hosszú távú költségvetési nyereséget biztosító befektetés. BWP 2006/6
- János Köllő: Workplace Literacy Requirements and Unskilled Employment in East-Central and Western Europe. Evidence from the International Adult Literacy Survey (IALS). BWP 2006/7
- 

**A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek** a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg.

A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>