

KISS JÁNOS PÉTER

***A területi jövedelemegyenlőtlenségek strukturális tényezői
Magyarországon***

DOKTORI (PhD.) ÉRTEKEZÉS

Témavezető:

Dr. Nemes Nagy József

tanszékvezető egyetemi tanár, az MTA doktora
(ELTE Regionális Tudományi Tanszék)

Szegedi Tudományegyetem
Természettudományi Kar

Budapest–Szeged

2007

Tartalom

Bevezetés	1
1. A területi jövedelemegyenlőtlenségek értelmezése: elméleti modellek és hazai reálfolyamatok	6
<i>1.1. A jövedelmi egyenlőtlenségek dinamikája (elméleti áttekintés).....</i>	<i>6</i>
<i>1.2. A területi egyenlőtlenségek kérdése a rendszerváltás utáni hazai szakirodalomban</i>	<i>12</i>
2. A hazai jövedelemegyenlőtlenségek térbeli képe 1988-2005	17
2.1. <i>A jövedelmi egyenlőtlenségek mutatói.....</i>	<i>17</i>
2.2. <i>A gazdasági fejlettség különbségei: a GDP területi egyenlőtlenségei</i>	<i>26</i>
2.2.1. <i>A megyei GDP egyenlőtlenségeinek alakulása 1994-2005</i>	<i>26</i>
2.2.2. <i>A GDP térszerkezetének változásai</i>	<i>31</i>
2.2.3. <i>Jól mér-e a területi GDP? Egy lehetséges korrekció: az ingázás hatásának figyelembevétele.....</i>	<i>38</i>
2.3. <i>A társadalmi jólét különbségei: a lakossági jövedelmek területi egyenlőtlenségei</i>	<i>42</i>
2.3.1. <i>A lakossági jövedelemegyenlőtlenségek alakulása 1988-2005.....</i>	<i>42</i>
2.3.2. <i>A bevallott személyi jövedelmek térszerkezetének változásai</i>	<i>49</i>
3. A társadalmi struktúra főbb elemeinek területi különbségei és összefüggésük a jövedelmi térszerkezettel.....	60
3.1. <i>A jövedelemegyenlőtlenségek tényezői: egy lehetséges klasszifikáció</i>	<i>60</i>
3.2. <i>A lakossági jövedelemegyenlőtlenségek strukturális tényezői.....</i>	<i>65</i>
3.2.1. <i>A társadalmi struktúra főbb mutatóinak területi szerkezete.....</i>	<i>65</i>
3.2.2. <i>A strukturális tényezők jövedelmekre gyakorolt hatásainak egyenkénti vizsgálata.....</i>	<i>72</i>
3.2.3. <i>A strukturális tényezők lakossági jövedelmekre gyakorolt hatásának komplex modellezése (kísérlet a társadalmi struktúra és a térbeliség szerepének elkülönítésére)</i>	<i>80</i>
4. A területi egyenlőtlenségek változásának esélyei az eredmények tükrében	97
Összegzés	109
Summary	112
Irodalom	116
Melléklet	124

Bevezetés

A rendszerváltás időszakában bekövetkezett változások egyik legfontosabb, és a közvélemény által is legegységértelműbben érzékelt eleme a társadalmi egyenlőtlenségek növekedése volt Magyarországon.

Különösen szembeötlő megnyilvánulása volt e folyamatnak a földrajzi térben bekövetkezett differenciálódás. Ezen belül is kiemelt figyelmet kapott az addig viszonylag mérsékelt *makroregionális* tagozódás gyors növekedése, amely máig hatóan az ország két (esetleg három vagy több) részre szakadásának, s a fejlettségi „lejtő” egyre meredekebbé válásának állandósuló érzetét keltette–kelti a felületes szemlélőben. A területi különbségek növekedése átlépte a legtöbb társadalomtudomány – így a közgazdaságtan és a szociológia – hazai művelőinek, sőt a politika „csinálóinak” ingerküszöbét is. A társadalom számára súlyos megrázkódtatásokat is okozó változás, és ennek nyomán a regionális politikának, a területfejlesztésnek a társadalmi közgondolkodás előterébe kerülése a társadalomföldrajz számára azonban alapvetően pozitív hatással járt, mivel hosszabb szünet után újra megnövelte az érdeklődést a tudományág, különösen az „átmenet” területi folyamatainak kutatása iránt. A regionális politikának ugyanis – mindenkori céljaitól és a megvalósítás modelljétől függetlenül – alapvető kérdése a különböző egyenlőtlenségi dimenziókat létrehozó térszerkezet-alakító tényezők és folyamatok sajátosságainak megismerése. Nem véletlen, hogy ez a kérdéskör vált talán a legnépszerűbb témává a társadalmi térfolyamatokkal foglalkozó kutatók körében az elmúlt másfél évtizedben.

Ebbe az általános trendbe illeszkedik ez a dolgozat is: a területi differenciálódást, illetve ennek bizonyos összetevőit, magyarázó tényezőit kívánom vizsgálni a rendszerváltás óta a megelőző periódustól teljesen eltérő viszonyok között működő magyar társadalomban. Elemzésemet a sokdimenziós területi egyenlőtlenségrendszer egyik – igaz, talán a legnyilvánvalóbb – elemének, *a gazdasági-anyagi jellegű különbségeknek* a bemutatására koncentrálok, s e dimenzió belül is a legklasszikusabb értéktermelési, jövedelmi mutatók – a gazdasági teljesítmény illetve az anyagi jólét döntően *pénzegységben* kifejezett mennyiségi különbségei – képezik vizsgálataim kiindulópontját. A választás oka többértű. Egyrészt a nemzetközi gyakorlatban is ez ma a legáltalánosabb vizsgálati irány, erre épül a „hivatalos” európai uniós és hazai területi fejlettségi besorolások többsége is. Másrészt, a ma hazánkban általánosan elfogadott – a „hétköznapi” értelmezésekhez, a társadalom többsége értékrendjéhez leginkább illeszkedő – felfogás is ezt tekinti az egyenlőtlenségek legátfogóbb, annak más dimenzióival legerősebben összefüggő, sőt azokat sok szempontból meghatározó

elemének. Harmadszor, szakmai körökben általánosnak tekinthető az az álláspont, hogy az 1990-es években a magyarországi területi fejlődés főszereplőjévé a gazdaság vált (Enyedi 1997). Empirikus szociológiai kutatások is azt igazolták, hogy a rendszerváltás után az emberek általános státuszának meghatározói közül az anyagi természetű egyenlőtlenségek szerepe növekedett meg leginkább, közvetlenül felzárkózva ezzel a korábban egyértelműen vezető kulturális tagozódás mögé (Kolosi 2000). Végül, mérési szempontok is indokolják a témaválasztást: számos más egyenlőtlenségi dimenzióval szemben ugyanis a jövedelmek egyértelmű mértékegységgel rendelkeznek, így időbeli és nemzetközi összehasonlításokat is lehetővé tesznek, s mivel mérési szintjük magas (arányskála), bonyolultabb matematikai-statisztikai elemzési eljárásokra is alkalmasak.

Legfontosabb kutatási hipotézisem ugyanakkor az, hogy a „kemény” jövedelmi adatok, illetve általában véve a „gazdag” és „szegény” térségek elkülönülése napjaink Magyarországon a látszat ellenére csak kisebb részben magyarázhatók a térbeliség önálló hatóerejével vagy speciális helyi (lokális) tényezőkkel, a klasszikus társadalomföldrajz által elemzett adottságokkal. Jól levezethetők viszont a gazdasági és társadalmi struktúrák – zömében történetileg kialakult, és hosszú időtávon keresztül ható – területi különbségeiből, a különböző strukturális csoportok (ágazatok, településtípusok, etnikumok, rétegek stb.) területenként eltérő arányaiból: a jövedelmi mutatókkal közvetlenül, *per definitionem* össze nem függő társadalmi tényezőkből. Végeredményben tehát – bár a társadalmi struktúrák felől kiindulva – a területi kutatások alapkérdését, tér és társadalom viszonyrendszerének jobb megismerését célozza a munka, s tesz kísérletet a jövedelmi egyenlőtlenségek kapcsán a kétféle hatás elválasztására, jelentőségük összemérésére.

Munkám hangsúlyozottan empirikus megközelítésű, sőt részben tényfeltáró, alapkutatás jellegű¹. Úgy vélem ugyanis, hogy – a témakör „népszerűsége”, széleskörű feldolgozottsága ellenére – számos részletkérdés feltáratlan még a rendszerváltás utáni időszak területi egyenlőtlenségi viszonyai kapcsán. Ilyen egyebek mellett néhány, az időszakon belüli markáns változás s ezek magyarázata, valamint néhány olyan fontos összefüggés, amely megítélésem szerint nem közismert, vagy legalábbis nem kapott kellő figyelmet. Az elemzéshez széleskörű matematikai-statisztikai apparátust, s ennek részeként a hazai szakirodalomban ritkán, vagy túlságosan formálisan alkalmazott módszereket is használok.² Célkitűzésem tehát módszertani is: a kifinomultabb elemzési eszköztárban, a

¹ Ebből következően a dolgozatban közölt eredmények, táblázatok, ábrák mindegyike *saját* számítás és szerkesztés, így ezt a tényt külön sehol nem jelzem.

² Ez semmiképpen sem „öncélú pozitivizmus”. A munka módszertani megközelítésmódja *szükségképpen* matematikai-statisztikai jellegű: az országos szintű, átfogó, s tényeket, nem pedig vélekedéseket vizsgáló

többoldalú megközelítésekben rejlő, számos többletinformációt kínáló lehetőségek bemutatása. Így, bár néhány megállapításom átfogó elméleti modellekre, illetve általánosan elterjedt szakmai vélekedésekre reflektál – ezekre az adott helyeken konkrét utalást téve –, szakirodalmi áttekintésem csak a témámhoz legszűkebben kapcsolódó elméleti alapok áttekintésére, illetve a hazai területi folyamatok értelmezésével kapcsolatos néhány markáns álláspont rövid bemutatására szorítkozik.

A jövedelemegyenlőtlenségek magyarázatát tárgyaló elméleti alapok összefoglalása, illetve a kérdéskörrel foglalkozó hazai empirikus elemzések áttekintése után dolgozatom első fő részében a munka központi kérdéskörét leképező két jövedelmi mutató: a *gazdasági* tér egyenlőtlenségi viszonyait legjobban kifejező területi GDP, másrészt pedig a *társadalmi* jólét mérőszámaként szolgáló lakossági jövedelmek hazai területi jellegzetességeinek részletes, statikus és dinamikus elemzését végzem el. E téren az 1988 óta eltelt időszakra – elsődlegesen a személyi jövedelemadó-statisztikának, illetve 1994-től a KSH megyei GDP-számításainak köszönhetően – minden korábbi korszakhoz képest tágabb, pontosabb, ráadásul idősoros adatbázis áll rendelkezésre, amelynek teljeskörű feldolgozását eddig még senki nem végezte el.³

Dolgozatom tulajdonképpeni fő része a társadalmi–gazdasági struktúra egyes elemei és a területi jövedelemegyenlőtlenségek viszonyának elemzése. Egy általam kidolgozott klasszifikáció keretei között elsőként a kiválasztott strukturális dimenziók néhány lényeges mutatójának területi szerkezetét mutatom be röviden, zömmel egyszerűbb területi egyenlőtlenségi mutatók és kartográfiai módszerek alkalmazásával. A strukturális tényezők hatásának számszerűsítésére, illetve elkülönítésükre a jövedelmi különbségek társadalmi struktúrától független tényezőitől elsősorban többváltozós modellek segítségével teszek kísérletet, röviden kitérve a térbeliség struktúráinak jövedelemalakító hatásaira is. Így egyrészt lehetőség nyílik az egyes strukturális tényezők jelentőségének értékelésére a területi egyenlőtlenségrendszerben játszott szerepük szempontjából; másrészt újszerű információkhoz juthatunk a hazai regionális egyenlőtlenségrendszer stabilitásának megítéléséhez is. A dolgozat zárásaként az eredmények továbbgondolásával és néhány, megítélésem szerint

elemzésekhez álláspontom szerint ma is a kvantitatív módszerek jelentik a leghatékonyabban alkalmazható eszközt a kutató számára. A klasszikus leírásnak, a logikai érvelésnek, illetve a „puha”, társadalomtudományi módszerek alkalmazásának inkább a kisebb téregységek, illetve a komplex emberi viszonyrendszerek elemzésénél van igazán létjogosultsága (s ezekben az esetekben épp a matematikai–statisztikai közelítés célszerűtlen). A kérdéssel részletesebben foglalkozik egy korábbi tanulmányunk (Kiss–Lőcsei 2005)).

³ A továbbra is létező hiányok – a GDP *kistérségi* szintű dezaggregálása, illetve a lakossági jövedelmeknek az adózatlan elemekre is kiterjedő, *teljeskörű* kistérségi becslése – nemzetközileg elfogadott becslési eljárásokkal történő pótlására két korábbi tanulmányomban tettem kísérletet (Kiss 2003, Jakobi–Kiss 2003). Ezek egyes eredményeit jelen munkában is felhasználtam.

illusztratív erejű példán keresztül a területi fejlődés általánosabb érvényű összefüggéseire vonatkozó következtetéseket fogalmazok meg. Munkám így – bár elsődlegesen alap kutatás jellegű – megítélésem szerint hozzájárulhat a hazai területfejlesztés információs bázisának szélesítéséhez, és segítséget nyújthat egyes területfejlesztési eszközök hatékonyságának előzetes megítéléséhez is.

A vizsgálatok legtöbbszörének *területi szintje* a kistérség (azaz a „hagyományos” megjelölés szerint a NUTS-IV, az EU 2003-tól hatályos új területi nomenklatúrája szerint a LAU-I szint), míg néhány esetben a megyék (NUTS-III), illetve kivételesen a települések (NUTS-V., LAU-II.) képezték a vizsgálat alapegységeit. A makroszintű területi tagolódás a megyei beosztású térképeken legtöbbször már felismerhető, ugyanakkor számos fontos – elsősorban a gazdasági életre vonatkozó – információ a megyéknél részletesebb területi bontásban nem áll rendelkezésre (ilyenek a KSH területi GDP-beclése, vagy az iparstatisztika mutatói, de a mintavételes adatgyűjtések zöme – például a mikrocenzusok – is csak a megyei szintre adnak megbízható területi információkat).

A területi (és nem helyi, lokális) egyenlőtlenségi viszonyok, gazdasági-társadalmi folyamatok megragadására, elemzésére legalkalmasabb szint azonban kétséget kizáróan a funkcionális egységet alkotó, a gazdaság szerveződésében is fontos szerepet játszó városi vonzáskörzetek szintje (Enyedi 2004). A jelenleg létező hivatalos hazai térfelosztási egységek közül egyértelműen a kistérségeké az, amely ehhez a legközelebb áll (noha a magyar településrendszer fejlődésének szabálytalanságai miatt hazánkban, különösen az Alföldön a városi vonzáskörzetek elkülönítése egyáltalán nem egyértelmű, a kistérségek lehatárolásában pedig számos, elemzésem szempontjából „torzító” tényező is nyilvánvalóan szerepet játszott), ezért a 2004. január elsejétől 2007 szeptemberéig érvényben volt 168 kistérséges beosztást választottam a vizsgálatok többségének elemzési egységeként.

Hangsúlyozni kell ugyanakkor e választás „praktikus” jellegét: a 168 kistérség rendszerének választásával eredményeimnek a jelenlegi területfejlesztési gyakorlat számára való minél egyszerűbb befogadhatóságát, adaptálhatóságát igyekeztem elősegíteni. Az elemzés szempontjából ugyanilyen jó – sőt bizonyos szempontokból jobb – lett volna bármilyen, a városi vonzáskörzeteket többé-kevésbé jól leképező térfelosztás – pl. a korábbi, „150-es” vagy „138-as” kistérségi rendszerek valamelyike, az egykori járási, városkörzeti egységek, a jelenlegi munkaerőpiaci körzetek, az empirikusan lehatárolható közlekedésföldrajzi egységek, vagy akár a valamilyen elméleti megfontolás, pl. gravitációs modellszámítás révén lehatárolt térségek kiválasztása is. A kistérség az EU új nomenklatúrája

szerint ugyan már nem területi, hanem lokális szintnek minősül, ám a részletes területi elemzések céljára a városi vonzáskörzetek használata hagyományosnak mondható, és napjainkban is gyakran használják a nemzetközi irodalomban (lásd legújabban a FUA-k – Functional Urban Area, legalább 15 ezer fős központtal rendelkező, legalább 50 ezer lakosú területi egységek – 29 európai országra kiterjedő elemzését – Illés 2005).

A hazánkban is öröndetesen gyarapodó települési részletezettségű területi információk ugyan lehetővé tették volna egyes elemzések települési szintű elvégzését is, ám témám szempontjából ez általában kevésbé lett volna szerencsés. Egyrészt a matematikai statisztikai eszköztár alkalmazhatósága szempontjából is komoly korlátot jelentett volna ez a választás (a legtöbb gazdasági-társadalmi jelenség mutatója az aprófalvak nagy részében 0 értékű, a területi adatmátrixokban található sok zérus érték pedig számos eljárás alkalmazását kizárja). Másrészt a szélsőségesen széttagolt (15 és 1 700 000 fős lélekszám között szóródó) hazai településrendszerben a helyi sajátosságok, illetve a véletlenszerű torzítások szerepe óhatatlanul nagy (egy kistelepülésen már egy közepes méretű helyi cég létezése, vagy egy agilis polgármester tevékenysége is lényeges kiugrást, egy nagyobb szociális otthon jelenléte pedig kifejezett elmaradást okozhat a közvetlen térségükhöz képest). Márpedig ebben a munkámban elsősorban az *általánosan ható*, deduktív úton kimutatható regionális tényezőket szerettem volna megragadni, nem vitatva természetesen a települési fejlődési pályák egyediségét bemutató, zömmel kvalitatív megközelítésekkel operáló geográfiai megközelítések létjogosultságát.

A vizsgálatok során elsősorban a Budapesten kívüli Magyarország, azaz a vidék jövedelemegyenlőtlenségeire, illetve ennek magyarázatára igyekeztem koncentrálni⁴, ezért azon módszerek esetében, ahol ez az eredményt befolyásolhatta, a Budapest nélküli adatmátrixokból – 167 kistérség, 19 megye – indultam ki, avagy Budapesttel és Budapest nélkül is elvégeztem a számításokat. Ez a korlátozás tudatos: mint az majd mindegyik, a hazai területi egyenlőtlenségeket bemutató vizsgálatból kitűnik ugyanis (Enyedi 1996, Nemes Nagy–Jakobi–Németh 2001, Lukovics 2007, Nagy 2007), a főváros és agglomerációja, az ország többi részétől szinte minden szempontból eltérő, sajátos egység a hazai térszerkezetben. Egyes vonatkozásokban az 50%-ot is meghaladja a főváros súlya az országos

⁴ Tisztában vagyok vele, hogy „vidék”, „vidéki” megnevezés ilyen értelmű használata egy szakmunkában némiképp problematikus, hiszen a kifejezés köznyelvi értelemben is többjelentésű – a „nem Budapest” értelmezés mellett pl. általában véve a „táj”, „környék” szinonimája is –, a geográfiában, illetve a területfejlesztésben pedig elsősorban az angol „rural”, illetve a kevésbé magyaros „rurális” kifejezések megfelelőjeként használatos. Mégis, hasonlóképpen egyszerű, alkalmas kifejezést nem találván, más hazai szerzőkhöz (pl. Bajmócy 2003) hasonlóan a „vidék” szó konzekvens, mindvégig „az ország Budapesten kívüli része” értelmű használata mellett döntöttem.

összegekből; kiugró fejlettsége miatt több tekintetben egyedülként emelkedik a vele együtt számított, országos átlag fölé, fajlagos teljesítménye a többszöröse a sorban utána következő kistérségnek, s fejlődésének fő mozgatói is sok tekintetben eltérnek a vidéki Magyarországtól (Kiss 1998).⁵

Végül röviden az *időbeli* dimenziókról. A *dinamikus* vizsgálatok során a rendszerváltást megelőző pillanattól (1988), a legfrissebb, már adatokkal is rendelkező évig (2005-ig) igyekeztem áttekinteni a folyamatokat, ezt azonban az adatok elérhetősége több esetben módosította. (Ezek közül a legfontosabb, hogy a területi GDP adatai csak 1994-től 2005-ig, de egyes vonatkozásokban csak 1995-től 2004-ig állt rendelkezésre). A *statikus* elemzésekben célom a mához minél közelebbi állapot megismerése volt. Minthogy azonban a strukturális mutatók nagyobb részére vonatkozóan területi adatok csak a népszámlálásokból meríthetők, s az utolsó népszámlálás 2001 februárjára vonatkozó állapotokat rögzített, kompromisszumot kellett kötnöm. Ezért aztán egy olyan év, 2003 jövedelmi viszonyait tettem alaposabb vizsgálatok tárgyává, amelyre még jó közelítéssel változatlanul tekinthetjük a népszámlálás által feltárt strukturális viszonyokat, de még nincsen „történelmi messzeségben” a mától sem. A dolgozat készítésének időigénye, illetve egyes speciális adatok korlátozott elérhetősége miatt azonban egyes esetekben nem 2003, hanem 2004, illetve 2005 a keresztmetszeti elemzés időpontja.

1. A területi jövedelemegyenlőtlenségek értelmezése: elméleti modellek és hazai reálfolyamatok

1.1. A jövedelmi egyenlőtlenségek dinamikája (elméleti áttekintés)

Dolgozatom két – egymással összefüggő – alapkérdést tárgyal, amelyek külön-külön is számos, egymástól lényegesen eltérő elméleti értelmezésre adnak lehetőséget. Mindkét téma interdiszciplináris ráadásul: a földrajztudomány mellett a közgazdaságtudomány – kiemelten a regionális gazdaságtan –, a regionális tudomány, sőt részben a szociológia is foglalkozik velük. Ezen elméletek teljeskörű áttekintése természetesen lehetetlen, így itt csupán néhány nagyobb hatású, gyakran alkalmazott felfogást ismertetek egyrészt *a területi*

⁵ A „teljesség” kedvéért, illetve a főváros – a különböző dimenziókban természetesen lényegesen eltérő mértékű – különállásának illusztrálása érdekében azonban, ahol csak az módszertanilag lehetséges volt, Budapestre is elvégeztem a megfelelő számításokat, és az ábrákban–táblázatokban ezek adatait is szerepeltettem. Azon tematikus térképeken ugyanakkor, ahol Budapest szélsőséget képvisel (első vagy utolsó a térségi rangsorban a vizsgált mutató alapján), minden esetben önálló kategóriaként szerepel a főváros adata.

jövedelemegyenlőtlenségek változására, másrészt az egyenlőtlenségek háttérében álló tényezők szerepére vonatkozóan.

A makroközgazdászok vizsgálataiban az utóbbi két-három évtizedben kapott fontosabb szerepet a területi jövedelemkülönbségek vizsgálata. Ez szorosan kapcsolódik a hetvenes évek óta változó hevességgel zajló ún. *konvergencia-vitához*, amelynek alapkérdése, hogy a gazdasági fejlődés során növekednek vagy csökkennek a jövedelemegyenlőtlenségek a világban, illetve annak egyes régióiban. A vita ugyan főként az országok közötti egyenlőtlenségek alakulásáról folyik, de az országokon *belüli* regionális differenciák alakulása is számos kutatás tárgya (Barro–Sala-y-Martín 1991, Major 2001, Nemes Nagy 1987, 2006 stb.).

A vita alapját a gazdasági növekedés eltérő modelljei jelentik, ami érthető, hiszen a területi jövedelemegyenlőtlenségek háttérében végső soron a régiók gazdaságának eltérő ütemű növekedése áll (Lengyel-Rechnitzer 2004). A regionális növekedés eredeti, neoklasszikus elmélete Robert Solow modellje (Solow 1956), az abszolút konvergencia koncepciója. Az aggregált termelési függvényből levezetett elmélet lényege, hogy – állandó skáláhozadékokat feltételezve – a magasabb tőkeellátottságú (gazdagabb) térségeket csökkenő határtermék, azaz végső soron kisebb növekedési ütem jellemzi, mint a szegényebb térségeket. A növekedési ütemek e különbsége pedig hosszabb távon felzárkózáshoz, a területi jövedelmi különbségek csökkenéséhez vezet. Minthogy azonban a modellből a jövedelmek növekedési ütemeinek monoton csökkenése is következne – ami nyilvánvalóan ellentmond a tényeknek – Solow a technikai fejlődést, mint külsődleges, *exogén* tényezőt is bevezette a modellbe, amelynek révén a gazdasági növekedés és a területi kiegyenlítődésk egyidejűleg levezethetővé vált. Ezért ez az elképzelés az elméleti alapja nemcsak a konvergencia-koncepcióknak, hanem egyes területfejlesztési stratégiáknak is, hiszen a modellből következően technológiatranszferrel, a fejlett technológiák adaptálásával az elmaradott térségekben gyorsabb növekedést lehet elérni, mint a fejlettebbekben.

Ezt az elképzelést fejlesztette tovább, s fordította egyben – az egyenlőtlenségek változása szempontjából – visszájára az 1980-as években kialakult ún. endogén növekedésemélet (Romer 1994). Az állandó helyett *növekvő* skáláhozadékokat feltételezve ugyanis a modellből kiiktatható a külsődleges tényező (a technikai fejlődés) szerepe, s így „*endogén*” módon, tisztán a modell belső logikájából is levezethető a technikai fejlődés, illetve a gazdasági növekedés. A növekvő hozadék forrása a tudás, amely externális hatásainak továbbterjedése („spillover”) révén szinergikus előnyöket nyújt a tágabb régió gazdasági szereplői számára is. Ez magasabb jövedelmeket eredményez, mégpedig minél

gazdagabb egy térség, annál többet, vagyis konvergencia helyett épp a szakadatlan területi divergencia (de legalábbis az egyenlőtlenségek tartós fennmaradása) következik a növekedésből. Az ezen a közgazdasági alapon álló „innovációorientált” regionális fejlesztés teóriája szerint ugyanakkor mégsem determinisztikus a területi „szétszakadás”: az endogén tényezők erősítésével – az innovációfogadás feltételeinek javításával, területi szinergiájuk erősítésével – az exogén technikai innovációk olyan regionális potenciált hozhatnak létre korábbi elmaradott térségekben is, hogy ezekben is megindulhat az önfenntartó gazdasági növekedés (Rechnitzer 1993). Lényegében hasonló elveken alapszanak ugyanakkor az „alulról építkező” területfejlesztés, a „közösségi fejlődés” stb. koncepciói is (Benko 1999).

A szakadatlan differenciálódás – a gazdag régiók még gazdagabbak, a szegények egyre szegényebbek lesznek – feltételezéséhez más irányból kiindulva is többen eljutottak. A neoklasszikus „mainstream”-mel szemben a keresleti tényezők szerepét kiemelő Gunnar Myrdal (1957) a „*kumulatív kauzalitás*” (halmozódó okság) teóriájára alapozva már Solow-val egyidőben arra a következtetésre jutott, hogy a kezdeti időpontban meglevő egyensúlytalanság végső soron összeadódó, így állandósuló sőt erősödő területi egyenlőtlenségekre vezet. A központokból kiinduló, a környék erőforrásait elszívó (backwash) hatások ereje külső beavatkozások nélkül általában felülmúlja a központ expanziójából környékükre származó pozitív terjedési (spread) hatásokat. Így aktív állami politikára van szükség a kiegyensúlyozott területi fejlődéshez. Ugyanerre a következtetésre jut Jacques Boudeville (1966) máig ható növekedési pólus-elmélete, aki szerint a növekedést meghatározó dinamikus ágazatok tervszerűen kijelölt centrumokban történő fejlesztésével lehetséges az önmagában a területi divergencia irányában ható folyamatok „kordában tartása”, a kiegyensúlyozott regionális fejlődés. Szintén a „spontán” piaci mozgásokból következő szakadatlan egyenlőtlenség-növekedés, illetve ennek külső beavatkozásokkal való ellensúlyozhatósága álláspontjára jutnak a centrum-periféria-modellek, amelyek közül a leghíresebbek Immanuel Wallerstein, John Friedmann, illetve a friedmanni elméletet továbbfejlesztve a regionális hálózatok szerepét kiemelő Peter Dicken modellje (Nagy 2007, Lengyel–Rechnitzer 2004). Mindhárom elmélet a perifériák függő, a centrum érdekeitől vezérelt fejlődésére alapozza következtetéseit. Szintén egyfajta centrum-periféria modellt ír le, ám a probléma földrajzi aspektusait emeli ki Paul Krugman „kétpontgazdasági” teóriaként is felfogható kereskedelmi elmélete („új gazdaságföldrajz” – Krugman és Venables 1995). Modellje szerint a szállítási költségek csökkenése kezdetben az egymással kereskedő két régió (ország) közötti jövedelemegyenlőtlenségek csökkenését, ám egy kritikus érték alá csökkenve – az ipari tevékenység szükségképpen az egyik térségbe való koncentrálódása révén – a jövedelemegyenlőtlenségek növekedését okozza. Az agglomerációs gazdaságok fejlődésébe ugyanakkor szintén is lehetséges beavatkozás – az állami szabályozás és gazdaságpolitika révén –, így a területi egyensúly fenntartása is.

A Solowhoz hasonlóan a spontán piaci mechanizmusok révén is „automatikus” abszolút konvergenciát feltételez, ám Solowétól független elméletek jóval kisebb számban fordulnak elő. Közülük a legismertebbek a Walt Rostow gazdaságfejlődési „stádium”-elméletén alapuló kiegyenlítődési modellek, pl. Harry Richardsoné. Ezek szerint a tőkés gazdaság fejlődésének érett szakaszaiban a korábbi koncentrált, kevés nagyvárosi központban jelentkező fejlődés az iparosodás kiterjedésével, majd különösen a posztindusztriális korszakban bekövetkező magas szintű tömegfogyasztás a magrégiókon belül is új alközpontok kialakulásához, végül pedig interregionális értelemben is decentralizációhoz vezet (Lengyel–Rechnitzer 2004). Ugyancsak történeti nézőpontból közelít a területi jövedelemegyenlőtlenségek változásához Jeffrey Williamson (1965) elmélete, aki – Kuznets (1955) elképzelését regionális alapon tesztelve – az országok gazdasági fejlettsége/fejlődése és belső regionális egyenlőtlenségeik nagysága közötti összefüggés önálló modelljét alkotta meg. A Williamson-modell különös érdeme, hogy az eddig említettekkel szemben nem logikai vagy matematikai levezetésen alapul, hanem már első publikálása is kiterjedt empirikus bizonyítékrendszerrel tartalmazott. A hipotézis 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 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 ábrázoljuk (longitudinális elemzés). Noha Williamson hipotézisének ellenőrzését számos mérési probléma nehezíti, és az elmélet legalább annyi kérdést vet fel, mint amennyire válaszol (pl. hogy a fejlődés magasabb szintjén a

konvergencia szakadatlanul folytatódik, stagnálásba megy át, netán új divergencia-periódus kezdődik-e), az eddigi empirikus tesztek többsége, jelentős helyi eltérések mellett összességében inkább alátámasztotta azt (Nemes Nagy 1987, 2005, Nemes Nagy–Németh 2005, Kiss–Németh 2006).⁶

A kétféle elméleti megközelítés – a spontán konvergencia, avagy a külső beavatkozások híján bekövetkező szakadatlan területi differenciálódás – közötti „igazságtételre” számos, valós területi jövedelmi adatokkal végzett empirikus elemzés született az 1970-es évektől. Ebbe, különösen az 1990-es évektől, a földrajz és a regionális tudomány is intenzíven bekapcsolódott. Sala-y-Martin első *európai* szintű empirikus vizsgálatai (1996) nyomán szinte minden országban jelentek meg a *belső* konvergenciát átfogóan elemző tanulmányok is: pl. Hofer és Wörgötter (1997) Ausztriában, Persson (1997) Svédországban, Henley (2003) pedig Nagy-Britanniában vizsgálta az egyes régiók közötti jövedelmi illetve fejlettségbeli különbségeket. Magyarországon Major Klára és Nemes Nagy József (1999) vizsgálata máig a legszélesebb körű ilyen elemzés. A vizsgálatok azonban nem adtak egyértelmű választ a kérdésre, a különféle módszerekkel és különféle területi egységekre tesztelt elméletek részben „szabálytalan” egyenlőtlenségi pályákra utaltak, részben pedig egymásnak ellentmondó eredményekre vezettek. Ennek elvi okai is vannak (Major 2001). A legfőbb ezek közül, hogy az „egyenlőtlenségnek” nem létezik „abszolút” mértéke (mint például a tömegnek a kilogramm, vagy a jövedelem~~szintnek~~ a pénz). Így nem tudjuk 100%-os egyértelműséggel sorba rendezni az országokat a regionális egyenlőtlenségek mértéke szerint, és nem tudjuk 100%-ig egyértelműen megítélni, hogy hol nőttek vagy csökkentek jobban az egyenlőtlenségek. Sőt, sok esetben még az is nézőpont – egyenlőtlenségi koncepció, s ezen belül is konkrét egyenlőtlenségi mérőszám – kérdése, hogy konvergencia, vagy divergencia történt-e egy adott térségben.

Az egyenlőtlenségek, illetve a konvergencia–divergencia mérésének három, napjainkban elterjedt elvére érdemes kitérni. A leggyakoribb értelmezés a térségek kiinduló fejlettségi szintjének és a fejlődés ütemének kapcsolatán alapszik: ha a kezdő időpontban fejletlenebb térségekben növekszik gyorsabban a jövedelem, akkor konvergenciáról van szó, ha a gazdagabbakban nagyobb a növekedési ütem, akkor divergenciáról. Minthogy e kapcsolat legegyszerűbben regressziós vizsgálattal értékelhető, s a regressziós együttható (β) előjele határozza meg a választ, ezért az ilyen értelmű közeledést béta-konvergenciának, a távolodást béta-divergenciának nevezi a szakirodalom. Ám a közeledés/távolodás meghatározható az alapján is, hogy a vizsgált térségek jövedelmi szintjeinek szórása hogyan

⁶ A regionális gazdasági növekedés, illetve a területi egyenlőtlenségek változásának további modelljeit – pl. a régebbi keletű exportbázis-elméleteket, Porter „kompetitív” fejlődéselméletét, illetve Hamilton, Scott, Knox és Agnew, valamint Dicken egyaránt az 1990-es években publikált „globalizációs” elméleteit – mutatja be Benko (1999) Lengyel és Rechnitzer (2004), illetve Nagy (2007) munkája.

változott két időpont között. Ha a kezdeti időpontban volt nagyobb, akkor – a szórás elterjedt betűjeléből (σ) eredően – szigma-konvergenciáról van szó; ha pedig növekedett a két időpont között, akkor szigma-divergenciáról beszélünk. A szórásnak – esetünkben: a területi koncentrációnak – is többféle értelmezése, illetve számos eltérő mutatója van ugyanakkor, s ezek közül egyiknek vagy másinak az alkalmazása különböző mértékű szigma-konvergenciára/divergenciára, szélsőséges esetben pedig akár ellentétes irányú változásra is utalhat.⁷

Matematikailag igazolható, hogy a szigma-konvergencia szükségképpen béta-konvergenciával is együttjár, míg fordítva nincs ilyen összefüggés. Ebből következik, de különleges elvi és gyakorlati jelentősége is van, hogy a szórás a jövedelmi egyenlőtlenségek *abszolút* mutatója, míg a kiindulási jövedelemszint és a növekedési ütem közötti összefüggés (a béta-konvergencia) relatív érvényű csupán (Major 2001). A térségi közeledéshez – a differenciálódás mértékének a köznapi értelmezés szerinti, „látható” csökkenéséhez, illetve az öröklött egyenlőtlenségi „mintázat” változásához – tehát nem egyszerűen arra lenne szükség, hogy a jelenlegi elmaradott térségek (is) ugyanolyan, sőt nagyobb *ütemben* fejlődjenek, mint a jelenlegi fejlettek (béta-konvergencia), hanem arra, hogy a gyorsabb fejlődési ütem egyben nagyobb jövedelem-*növekményt* is eredményezzen.⁸

Azonban mindkét eddig említett közelítés csak a jövedelmi különbségek valamiféle „általános” változási irányát – csökkenését, növekedését vagy stagnálását – képes meghatározni. Holott az is előfordulhat akár, hogy míg egyes csoportok (pl. kistérségek) jövedelemszintje közeledik egymáshoz, addig más csoportjaik jövedelmi pozíciója nem változik, vagy épp távolodást láthatunk. E felismerés alapján dolgozta ki a kilencvenes években a konvergencia-„klubok” elméletét, illetve a létezésük mérésére szolgáló empirikus módszertan alapjait Danny T. Quah. Az ő felfogása szerint sem egyértelmű közeledés, sem egyértelmű távolodás nincs az országok jövedelemszintjében, hanem inkább arról van szó, hogy a közepes jövedelmi szintű régiók száma csökken, s a jövedelmek eloszlását egyre inkább egy magasabb és egy alacsonyabb jövedelmi szint körüli csoportosulás határozza meg (Quah 1996). Nemcsak az egyértelmű polarizálódás és nivellálódás lehet tehát a regionális egyenlőtlenségek változásának útja, hanem pl. két- három-, vagy akár többmódusúvá is válhat a jövedelemeloszlás. Az egyenlőtlenség-változások ilyen értelmű mérése, illetve a

⁷ A probléma további elemzésére, illetve a lehetséges koncentrációs mutatókra lásd Major–Nemes Nagy 1999, Major 2001, Nemes Nagy (szerk.) 2005.

⁸ A területfejlesztési tervek többsége azonban a béta-konvergenciát (az elmaradott térségek gyorsabb növekedését) határozza meg célként, illetve mérendő eredményként, ami tehát csak a könnyebb feladat. A szigma-konvergencia – a térségek fejlettségi mutatói szóródásának csökkentése – sokkal nehezebb.

klubok létezésének és a „klubosodás” folyamatának a tesztelése ugyanakkor csak közvetlen, és meglehetősen bonyolult eloszlásvizsgálatokkal lehetséges (Canova 2001, Major 2001).

Akármilyen módon is mérjük azonban a területi (jövedelem)egyenlőtlenségek változását, az eredmények sajnos inkább csak illusztrációi, mintsem 100%-os bizonyítékai egyik vagy másik növekedési modell igazának. Hiszen, ha például konvergenciát figyelünk meg egy adott időszakban, az nem ad tájékoztatást arra vonatkozóan, hogy hosszabb távon is tartós kiegyenlítődés következik-e be, avagy az egyenlőtlenség csökkenése megáll egy adott szinten, netán csak átmeneti jellegű, azaz a folyamat nem is rendelkezik állandósult állapottal, hanem konjunkturális hatások, pl. ciklusok tükröződik benne. Nem bizonyító erejűek a számítások a tekintetben sem, hogy mely tényezők hatására alakult ki a jelenlegi megosztottság. Végso soron tehát nem létezik „tökéletes” empirikus bizonyíték arra sem, hogy milyen esélyekkel lehetséges a felzárkózás, azaz a szegényebb térségek közül melyek, és milyen mértékben lesznek ténylegesen képesek a felzárkózásra (Major 2001).

A területi egyenlőtlenségeket alakító tényezőkre vonatkozóan az ismertetett, elsődlegesen a gazdaság belső logikájából kiinduló elméletek mellett számos egyéb elterjedt elképzelés is létezik, amelyek közül nem egy a kortárs földrajzi iskolák vezető teoretikusaitól származik (Nagy 2007). A nyugati társadalomföldrajz napjainkban is egyik legelterjedtebb irányzata, a marxista földrajzi megközelítés a *hatalom* egyenlőtlen megosztásából indul ki (Harvey 1982). Ennek fő oka természetesen a tulajdonviszonyokban keresendő: miután a teret is a – termelőeszközöket birtokló – kiváltságos osztály tagjainak (profit)érdekei „szervezik”, ezek mentén szükségképpen területi egyenlőtlenségek keletkeznek. A területi folyamatok irányításának eszköze – az elit kezében levő anyagi és kulturális tőkén túl – az innovációs előnyök birtoklása, a hálózatok ellenőrzésének lehetősége és a (szintén nekik kiszolgáltatott) állami bürokrácia kihasználása is. Ugyancsak a hatalomból, ám – inkább a centrum–periféria elméletekhez kapcsolódóan – annak egyenlőtlen földrajzi megoszlásából vezeti le az egyenlőtlen területi fejlődést Ash Amin (1976). Szerinte a hatalom koncentrációja szükségképpen térbeli csomópontok kialakulásával jár. E csomópontok ellenőrzik a termelési folyamatot – így a már emlegetett technológiai haladást vagy az innovációk terjedését is –, a hatalom birtokosai által meghatározott gazdasági–politikai döntések, s az ezek nyomán kialakuló egyenlőtlen csere miatt pedig a perifériák fejlődése függő jellegűvé válik. Az ún. „kaliforniai iskola” egyik vezéralakja, Michael Storper az 1980-as évek világgazdasági trendjeire felfigyelve (Storper–Walker 1989) a globalizációt, és ezen belül is a globális telephelyválasztást emeli ki – nem csupán világgazdasági méretekben, hanem az országokon belüli régiók szintjén is –, mint a területi egyenlőtlenségek alakításában a legfontosabb

szerepet játszó tényezőt. Storper és szerzőtársa a Kaliforniában szinte előzmény nélkül kialakuló új növekedési zónák példáján keresztül mutatta be elméletét, amelynek nyomán a kilencvenes években számos más szerző is behatóan tanulmányozta a világ több térségében kiformalódó ún. „ipari körzeteket”, legyenek azok akár tervszerű telepítés („technopoliszok”), vagy spontán fejlődés eredményei (Benko 1999, Hamilton 1999).

Ezen elméletek többsége is „szakadatlan” regionális divergenciát feltételez azonban, így nem tud magyarázatot adni a XX. század eleje óta számos országban megfigyelhető ideiglenes vagy tartós területi kiegyenlítődésre; némelyikük pedig a jövedelmi szintek közeledését nem fogadja el a területi–társadalmi kiegyenlítődés bizonyítékeként. Nemzetközileg is viszonylag ritkák továbbá a gazdasági természetű – jövedelmi – területi különbségeket elsődlegesen a *társadalom nem hatalmi természetű* viszonyaira, egyéb, strukturális típusú egyenlőtlenségeire visszavezető megközelítések. A kivételek egyike a Doreen Massey és Richard Meegan nevével fémjelezhető „globális strukturalista” irányzat (Massey–Meegan 1982), amely a területi munkamegosztás kétfajta struktúrájából (ágazati, illetve a szektorokon belüli munkamegosztás) vezeti le az egyenlőtlen területi fejlődést.

A jelen munkám által képviselt, a társadalmi természetű struktúrák *összességének* erejére alapozott megközelítésnek inkább más társadalomtudományokban – elsősorban a szociológiában – vannak nagyobb hagyományai. Ezekre – a strukturalista társadalomelméletek részletesebb bemutatására – a 3.1 fejezetben térek ki.

1.2. A területi egyenlőtlenségek kérdése a rendszerváltás utáni hazai szakirodalomban

Amint arra a bevezetőben már utaltam, a területi egyenlőtlenségek változásának elemzése és az „átmenet” után kialakult „új térszerkezet” vizsgálata a magyarországi területi kutatások talán leggyakoribb – s minden bizonnyal legfontosabb – témája a rendszerváltás óta. Éppen ezért igen nagy azon tanulmányok száma, amelyek *országos áttekintésben*, általában valamelyik kitüntetett területi szintre – a régiókra, a megyékre, a kistérségekre, netán a városállományra – fókuszálva vizsgálták az átalakulást, s kívánták megvonni annak valamiféle – regionális szempontú – mérlegét. Ezen belül talán a leggyakoribb a – jelen dolgozat tárgyául is szolgáló – a gazdasági természetű regionális egyenlőtlenségek keresztmetszeti és/vagy időbeli áttekintése.

A valamivel gyakoribb *keresztmetszeti* vizsgálatok leggyakrabban a „fejlettség” viszonyainak áttekintésére vállalkoznak, méghozzá igen gyakran a teljesség igényével. Ennek megfelelően a fejlettség különböző dimenzióit egy vagy néhány komplex mutatóba igyekeznek sűríteni, egyszerűbb „pontosítás” módszerekkel (Csatári 1996, Faluvégi 2000,

Löcsei 2002)⁹, ám újabban már inkább többváltozós elemzésekkel, döntően faktor- vagy főkomponens-analízissel (Csatári 2000, Faluvégi 2004, 2005, Bíró–Molnár 2004, 2004a), esetleg mindkét módon (Dobosi 2003). A fejlődő hazai területi adatszolgáltatásnak és számítástechnikai háttérnek köszönhetően gyakran fordul elő több tucat, sőt időnként százánál is több mutató használata az ilyen szemléletű elemzésekben. Ugyanez mondható az ezredforduló óta tért hódító „versenyképességi” szemlélet empirikus munkáiról.¹⁰ A fejlettség és a versenyképesség mellett – a kifejezések tartalmát illetően minimális különbségekkel – előfordul a „sikeresség” típusait számba vevő, vagy egyszerűen a regionális „tagoltságot” leíró munka is (Löcsei 2002, Németh 2003). Újabban terjed a nemzetközi standardok alapján álló, viszonylag kevés mutatóra kiterjedő, de komplex tartalma miatt nemzetközi és idősoros összehasonlításokra is alkalmas HDI (Human Development Index) számítása is (Rechnitzer–Smahó 2005, Nagy 2007, Obádovics–Kulcsár 2003).

Általában sokkal kevésbé empirikus jellegűek az egyenlőtlenségek változását értékelő, *dinamikus* analízisek. Kivétel persze akad (pl. Hahn 2004, ECOSTAT 2003, Zsúgyel 2007), ám mégis úgy tűnik, hogy az átmenet térfolyamatainak áttekintéséhez (Rechnitzer 1993, Cséfalvay 1995, Hrubí 2000, Kovács T. 2002, Kovács Z. 2004, Nagy 2007), a „regionális fejlődés” legfontosabb sajátosságainak megfogalmazásához (Enyedi 2004, Nemes Nagy 2005) vagy akár előrejelzéséhez (Enyedi 1996, Jakobi 2004) bőven elegendő, sőt célravezetőbb csupán néhány kiemelt jelzőszám változásaira koncentrálni, s inkább az interpretáció finomítására fordítani a figyelmet.

Külön is érdemes kiemelni azon publikációkat, amelyek a *jövedelmi egyenlőtlenségek* megfigyelésére alapozzák a területi fejlettségi különbségek jellemzését. Mivel a „fejlettség” legtöbb dimenziója összefügg az anyagi jólét egyszerű, egyértelmű közgazdasági tartalmú, és számos kifinomult eljárással, idősorosan is elemezhető mutatóival, a „komplex” mutatók képzése mellett az elmúlt másfél évtizedben ezek elemzése terjedt el leginkább Magyarországon is (a korábbi évtizedekkel szemben, amikor az iparosodottság, vagy épp a foglalkozási átrétegződés, netán a különféle „ellátottsági” adatok elemzése állt a területi fejlettség megközelítésének előterében a hazai szakirodalomban). Ebben természetesen szerepet játszott a megfelelő alapadatok immár rendszeres, hivatalos közzététele – bár az

⁹ Ilyen módszerrel számítják ki – a 24/2001. országgyűlési határozat melléklete alapján – a kistérségek területfejlesztési támogatásokra való jogosultságát is.

¹⁰ A „rekorder” alighanem Lukovics (2007) elemzése, amely – Lengyel (2000b) versenyképességi piramis-modelljét szisztematikusan operacionalizálva – 279 (!) változóból kiindulva, majd ezek között szelektálva főkomponens-analízis és klaszterelemzés, illetve többdimenziós skálázás alkalmazásával jut el a 168 kistérség három – Budapestet kivéve azonban valójában csak kettő –, majd a rurális–urbánus tagolás segítségével összesen öt „versenyképességi típusba” sorolásáig.

APEH SZJA-adatsorait csak 2001 óta veszi át a KSH –, ezen túl a GDP „karrierjében” az Európai Unió regionális támogatási rendszerében való kiemelt fontossága is.

Az általam is kiemelt két legfontosabb mutató közül érdekes módon a *GDP* az, amelyik ritkábban került „terítékre” önálló vizsgálati témaként (GKI 2004, Lócsei–Németh 2006, Nemes Nagy 2006). Úgy tűnik, ez inkább a területfejlesztési helyzetértékelések kitüntetett fontosságú mutatója, semmint a tudományos elemzéseké: a kutatók többsége számára csak mint *egyik* lehetséges egyenlőtlenségi mutató jelenik meg (Lengyel 2000, Nagy 2002, 2007, Lukovics 2007). Ennek oka vélhetően a GDP-számítások csak 1996-ban megkezdődött publikálása, illetve a GDP összetevőinek (ágazatok és szektorok szerinti megoszlás) szűkebb nyilvánossága, valamint az a tény, hogy az adatok csupán a megyék (és a régiók) szintjére vonatkoznak. Jóval gyakoribbak a *lakossági jövedelmek* területi megoszlását elemző tanulmányok. A legtöbben a bevallott személyi jövedelmek egyenlőtlenségeivel foglalkoznak (Kovács Cs. 1993, Ruttkay 1997, Bódi–Obádovics–Mokos 1999, Major–Nemes Nagy 1999, Lócsei 2002, Dusek 2004, 2005), de több kísérlet történt ennél szélesebb jövedelmi kör területi egyenlőtlenségeinek becslésére, illetve értékelésére is (Adler–Skultéty 2005, GFK 2006, Jakobi 1999, Jakobi–Kiss 2003, Kenyeres–Keszthelyiné 2006, Kovács Cs. 1996).

A területi egyenlőtlenségek mértékének és „mintázatának” a rendszerváltozástól az ezredfordulóig tartó szakaszát illetően – bármely módszer, illetve indikátor legyen is a vizsgálat tárgya – viszonylag nagy egyetértés alakult ki. Az 1990-es évtized közepéig bekövetkező általános romlás, s az e közben viharos sebességgel növekvő területi egyenlőtlenség trendje senki által nem vitatott. Ennek dimenziói közül általában a jövedelmi és a foglalkoztatási differenciálódást emelik ki a különböző szerzők, rámutatva arra is, hogy elsősorban a válság, s kevésbé a „megújítás” tényezői voltak ekkor a differenciálódás hátterében. A szakasz lezárulásának időpontját illetően azonban nincs teljes egyetértés – pl. Hrubí (2000) és Nemes Nagy (2005) 1993/94-re, Enyedi (2004) és Nagy (2007) inkább 1996-környékére teszi a változás kezdetét. Nincs teljes egyetértés a differenciáló tényezők rangsorolására vonatkozóan sem. Változó hangsúlyokkal bukkan fel a magyarázatok között a régi ágazati struktúra ártértékelődése (pl. a szocialista nehézipar leépülése, a mezőgazdasági üzemszervezet felbomlása, a közszolgáltatások stabilizáló, illetve a modern üzleti szolgáltatások polarizáló szerepe); a gazdasági szervezetrendszer átalakulása (a régi nagyvállalati struktúra leépülése és a vállalkozások terjedése); a privatizáció, illetve egyáltalán a külföldi működőtőke szerepe; a munkanélküliség területi különbségei (ez függő és magyarázó változóként is az egyik leggyakrabban szereplő tényező), vagy a gazdasági

irányváltás (a keleti piacok elvesztése és a nyugati orientáció térformáló hatása), illetve az innovációs „képességek”. Többé-kevésbé megegyező eredményekre vezet a „nyertes” és a „vesztes” térségek azonosítása (a Budapest–vidék, a Kelet–Nyugat dichotómia, illetve a nagyvárosi térségek előnye. A mértékek és a térbeli mintázatok megítélése azonban eltérő: a skála a két (pl. Nagy 2002) vagy inkább három részre „szakadás” álláspontjától a térségi differenciálódás tényét a térségek közötti kapcsolatok folytonosságára és intenzitására hivatkozva relativizáló felfogásig (Enyedi 1996) terjed.

A kilencvenes évek második felétől kezdődő növekedési periódus folyamatait illetően még inkább divergálnak az álláspontok, bár a többség egyetért abban, hogy a változások sebessége többé-kevésbé lelassult, s stabilizálódott az egyenlőtlenségi térszerkezet. Egyetértés van abban is, hogy immár egyértelműen a „megújítás” tényezői, s a növekedés ütemének eltérései állnak inkább a differenciálódás hátterében. Ezen túl azonban az egyes szerzők a tényezők rendkívül széles skáláját látják a térségek eltérő jövedelmi viszonyai, illetve a folytatódó differenciálódás – az eltérő mértékű „sikeresség”, illetve „versenyképesség” – hátterében. A legtöbb tanulmányban azonban csupán – analógiákon vagy logikai levezetések, esetleg elméletek adaptációján alapuló – *verbális* modellekről van szó. Az egyes hatótényezők alapos *empirikus* elemzése lényegesen ritkább, és szűkebb kutatói körre terjed ki.

Ide sorolható például Barta (2003) az iparra, Abonyiné (2001) és Barta–Bernek–Nagy (2003) a külföldi működőtőke, illetve Tóth (2005) az autópályák szerepére, Nemes Nagy–Jakobi–Németh (2001) a településszerkezeti tényezőkre, Fazekas (2005) a munkaerőpiac regionális különbségeire kitérő vizsgálata. Több tényező önálló és együttes hatását is szisztematikusan értékeli Nemes Nagy József és Németh Nándor többváltozós regressziós elemzése (Németh 2003, Nemes Nagy–Németh 2005). Az idézett két tanulmányban számos – jelen munkámban kiemelten kezelt – *strukturális* tényező vizsgálata is megjelenik, de vagy kizárólag a *térbeliség* hatótényezőire koncentrálnak, vagy a térbeli és társadalmi struktúrák elemei egyaránt szerepelnek bennük. A társadalmi–gazdasági struktúrák szerepét kiemelő elemzés csak kivételképpen fordul elő (ezek közül megemlítendő G. Fekete (1991), Barta (2003), Abonyiné (2005), és empirikus jellege miatt különösen Czirfusz (2007) munkája). Így, noha a szociológia számára ez kézenfekvő megközelítés (Ferge 1969, 2002, Kolosi 1987, 2000, Tóth 2003, 2005), és sokat idézett munkájában Enyedi György is egyértelműen leszögezi, hogy „a gazdaság és a társadalom fejlettsége vagy elmaradottsága [...] strukturális jellegű [...], az elmaradottság enyhítése csak strukturális beavatkozásokkal lehetséges” (Enyedi 1996, 129. old.), a *területi* egyenlőtlenségeknek *elsődleges* a társadalmi struktúra

felől történő *empirikus* közelítésére nemigen akad példa a rendszerváltás után területi kutatások szakirodalmában.¹¹

A hazai szakirodalom áttekintése alapján megállapítható az is, hogy dolgozatomban három fontos kérdését tekintve nincs teljes egyetértés a hazai területi kutatók között.

1. Milyen irányban változtak a rendszerváltás óta a hazai területi jövedelemegyenlőtlenségek? Az „összesített” mérleg természetesen nyilvánvaló, ám abban már eltérnek az álláspontok, hogy egységesen érvényesülő, monoton, megszakítatlan divergencia (differenciálódás) jellemzi-e a területi folyamatokat 1990 után, avagy egymástól elkülönülő szakaszokra bonthatók, amelyekben a divergencia üteme markánsan eltérő, netán irányváltás is történt. Mint említettem, már a kilencvenes évek második felének megítélése sem egyértelmű, ám az ezredforduló utáni évekre vonatkozóan igencsak eltérőek az álláspontok. A „szakadatlan divergencia” tézisének vallja például Nagy Gábor: „A területi különbségek gyors növekedése [...] nem állt meg, s nem fordult ellentétébe az 1996–2000, vagy a 2000–2004 időszakban sem” (Nagy 2007, 46. old.) Ezzel szemben Enyedi György már 2004-es tanulmányában arra a megállapításra jut, hogy „a területi egyenlőtlenségek [...] 1996 után stabilizálódtak, s helyenként a kiegyenlítődés szerény első jelei is felfedezhetőek” (Enyedi 2004, 97. old.). Nemes Nagy József (2005, 142. old.) szerint pedig „1999-től illetve 2000-től kezdődően a lakossági adóköteles jövedelmek egyenlőtlenségeiben egy *újabb szakasz*, a *konvergencia* irányába mutató fordulat, egyenlőtlenségcsökkenés jelei mutatkoznak. Ennek eredményeként mára a lakossági jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes évek eleji szintre mérséklődtek.”¹²

2. A mára kialakult területi egyenlőtlenségi „tér szerkezet” mennyire tér el a rendszerváltás korabelitől: inkább a különbségek, vagy inkább a hasonlóságok dominálnak? A szerzők nagy többsége inkább az eltéréseket hangsúlyozza: „A [...] kialakuló tér szerkezet alapvetően eltér az egy évtizeddel korábbi formációtól” (Nagy 2002, 216. old.) Nemes Nagy (2005, 141. old.) álláspontja ezzel szemben az, hogy „a hazai regionális folyamatokat és tér szerkezetet egyaránt jellemzik az *állandóság*, a stabil megosztó dimenziók jelenléte illetve a szembetűnő *pozícióváltások*. Előbbire legjobb példa talán a markáns főváros-vidék

¹¹ Mint a kisszámú kivétel egyikét, érdemes megjegyezni emellett, hogy Lengyel Imre 2000-ben publikált regionális versenyképességi „piramis” modelljében, a „regionális, térségi és városi jövedelem” alapzatában hat egyéb, nehezebben operacionalizálható „sikerfaktor” (pl. innovációs kultúra, a régió társadalmi kohéziója) mellett a társadalmi, illetve az erre épülő gazdasági struktúra is szerepel.

¹² Ugyanez a vita egyébként a társadalmi egyenlőtlenségeket illetően is létezik. Ferge Zsuzsa (2002, 27. old.) szerint „a társadalmi egyenlőtlenségeknek az a természetük, hogy ha nem történik határozott erőfeszítés az ellenkező irányba, spontánul növekszenek. A piaci társadalomra ez különösen igaz.” Mások ezt az összefüggést nem tartják feltétlenül érvényűnek, emellett úgy vélik, hogy nem az „abszolút egyenlőségtől” való távolság

dualitás, az alföldi térség tartós relatív elmaradottsága, utóbbit leginkább az ipari átalakuláshoz kapcsolódó depressziós pályák és látványos előretörések képviselik.” Még tovább megy Enyedi (2004, 97. old.), aki szerint „a gazdaság teljesítőképességének földrajzi különbségei tehát évtizedek óta hasonló méretűek, felzárkózásra s lecsúszásra is kevés a példa. A dinamikus régiók a Nyugat-Dunántúlon kibővültek, az elmaradott térségek pedig a borsodi iparvidékkel terjedtek ki.”

3. Milyen okok, magyarázó tényezők állnak elsődlegesen a területi jövedelemegyenlőtlenségek, illetve fő változásaik hátterében, melyek magyarázzák legjobban azokat? A bevezetőben megfogalmazott hipotézisem – ti. hogy a társadalmi struktúra tényezőinek szerepe a legmeghatározóbb – Enyedi György korábban idézett álláspontjával vág egybe, aki – a hazai területi kutatók között szinte egyetlenként – már 1996-ban az emberek képzettségét emelte ki a társadalmi struktúra tényezői közül is, mint a területi differenciálódás hátterében álló legfontosabb tényezőt (Enyedi 1996, 121. old.). 2004-es tanulmányában pedig egyértelműen úgy fogalmaz, hogy „az új területi egyenlőtlenségek az emberi tudás földrajzi különbségeit tükrözik, s mérséklésük csak hosszú idő alatt képzelhető el” (Enyedi 2004, 940. old.).

A következő fejezetekben e kérdéseket teszem az empirikus elemzés tárgyává.

2. A hazai jövedelemegyenlőtlenségek térbeli képe 1988-2005

2.1. A jövedelmi egyenlőtlenségek mutatói

A területi egyenlőtlenségek mérésére sokféle jelzőszámot használ a szakirodalom. Ha azonban célunk elsődlegesen a térségek gazdasági színvonalának, a *termelés* regionális különbségeinek a mérése, mégis magától értetődő a választás. Ennek világszerte elterjedt, általánosan használt, módszertanilag egészében véve egységes elvek alapján, hivatalos szervezetek (nemzeti statisztikai hivatalok, illetve az ENSZ) által számított, így kiterjedt keresztmetszeti és időbeli összehasonlításra is alkalmas mutatója ugyanis a bruttó hazai termék, a GDP egy lakosra jutó értéke. Nemes Nagy József (2006) gyűjtése során több mint kétszáz országra talált 2002 körüli időpontra vonatkozó országos szintű, több mint százra regionálisan is bontott adatokat, mintegy 50-60 országra pedig több évtizedes regionális GDP-idősorok is rendelkezésre állnak a kutató számára. Magyarország sajnos nem tartozik az utóbbi csoportba: a GDP területi különbségeinek alakulásáról csak 1994-től kezdődően áll

minősít egy társadalomszerkezetet, hanem inkább az, hogy „miként biztosítja az egyén számára a strukturális beágyazottságon túlmutató értékválasztás és az arra épülő cselekvés lehetőségét” (Kolosi 2000, 209. old.).

rendelkezésre hivatalos kimutatás, a KSH megyei szintű becslése. Egyes korábbi időpontokra is léteznek ugyan kutatói becslések, ám ezek nem ölelték fel a gazdaság valamennyi szektorát (pl. Bartke 1971, Barta 1977, Rechnitzer 1988), vagy ha mégis – pl. Nemes Nagy József 1975-re (Nemes Nagy 2005) és 1992-re (Nemes Nagy 1995) vonatkozó számításai –, azok összevetése a KSH adataival módszertani különbségeik miatt nem célszerű. Ebből következően az átmenet első, a gazdasági válsággal jellemezhető időszakának területi folyamatait GDP-adatok alapján nem tudjuk elemezni. Mivel azonban az 1994-es év a válság 1993-as mélypontját követő első esztendő, a napjainkban is tartó növekedési periódus megyei különbségei részletes bemutatásának már nincs akadálya. A 12 éves (1994-2005) idősor lehetőséget nyújt a növekedési periódus további, a területi különbségek alapján történő szakaszolására is.

Nem szabad elfeledkezni ugyanakkor a területi GDP-adatok számos további korlátjáról.¹³ Egyrészt arról, hogy a területi részletezettség növekedésével egyre erősödő elvi-módszertani nehézségek miatt a világ legtöbb országához hasonlóan Magyarországon is a NUTS-III. szint, a megyéké az, amire hivatalos számítások készülnek. A kisebb területi egységek szintjén mutatkozó egyenlőtlenségek értékelésére e módon tehát nincs lehetőség. Ráadásul a megyei GDP-értékek számos, *becsléssel* megállapított elemet foglalnak magukban, így e „hivatalos” értékeket is valójában csak egy *intervallum* egyik – legvalószínűbb – elemének tekinthetjük. A becslés jórészt kényszer, az országon belüli lokalizáció nehézségeiből adódik. Sok – köztük pl. a tíz legnagyobb hazai – vállalat ugyanis több telephellyel rendelkezik, az ezek által termelt hozzáadott érték viszont összevontan van könyvelve, amelynek megosztása a megyék között közvetlenül nem lehetséges. A háztartásokban keletkező hozzáadott értéket is jórészt csak becsülni lehet; még becsülve sem szerepelnek viszont a hivatalos GDP-adatokban a szürke- és feketegazdaság által termelt, napjainkban is a legális gazdaság 20%-ára tehető jövedelmek, amelyek területi megoszlásáról joggal feltételezhető, hogy korántsem azonos a legális értéktermelésével.

Az országos GDP-adatokkal ellentétben a területi GDP-adatok értelmezését az a tény is nehezíti, hogy a jövedelmek jelentős része nem termelése helyén kerül felhasználásra, így a termelés helyéhez rendelt GDP-értékek nem tükrözik pontosan a tevékenységből származó jövedelem, illetve fogyasztás és felhalmozás egyenlőtlenségeit. A termelés, s különösen a nagy hozzáadott értéket termelő ágazatok ugyanis térben koncentráltabbak, mint a többi

¹³ Ezeket a szakirodalom – pl. Gábrriel–Hüttl (1996), Brucknemé–Getherné (2003), Nemes Nagy (1995, 2006), Stearns (2001) stb. – mellett saját tanulmányaim (Kiss 1998, 2003) is részletesen tárgyalják, itt most csak a téma szempontjából legfontosabbakat foglalom össze.

társadalmi–gazdasági tevékenység (pl. a lakás, a fogyasztás, a rekreáció) helyszínei. Egy olyan országban, mint Magyarország, ahol a GDP kb. 30%-át kb. száz nagyvállalat termeli meg¹⁴, egy-egy ilyen cég egyik vagy másik területi egységhez sorolódása meghatározó lehet, különösen, ha az érintett térségben viszonylag kevesen laknak. (Csakis a Paksi Atomerőmű hozzáadott értéke „lendíti fel” a vidéki átlag szintjére az amúgy a szomszédos Baranyánál vagy Somogynál nemigen dinamikusabb Tolna fajlagos GDP-jét, de az algyői kőolajtermelés hozzáadott értéke sem csak Csongrád megyét gazdagítja, hiszen hatása a megye személyi jövedelmeiben teljességgel kimutathatatlan.) A termelés területi különbségeit mutató GDP/fő adat ezért szükségképpen polarizáltabb kistérségi térszerkezeti képet mutat, mint a lakossági jövedelmeket, a fogyasztást, az infrastrukturális ellátottságot vagy a vállalkozási aktivitást mérő egyéb jelzőszámok. Ehhez hozzájárul az is, hogy a Magyarországon is alkalmazott EU-s ajánlásnak (ESA-95) megfelelően a GDP-t, lévén az a termelés mutatója, a *termelés* helye szerint kell területhez rendelni is. Az ingázó dolgozók munkája révén előállított hozzáadott érték tehát munkahelyük térségének GDP-jét növeli, és nem lakóhelyük térségéét – ellentétben a legtöbb, a területfejlesztési gyakorlatban alkalmazott mutatóval: az egy lakosra jutó adóköteles jövedelem például az adott településen *lakó* emberek jövedelme (Farkasháziné–Hüttl 1996).

A területi GDP-re épülő elemzéseket sajnos több gyakorlati probléma is nehezíti. Kisebb gondot jelent, hogy az adatokat a KSH rendszeresen felülvizsgálja, a „végleges” számadatok ezért csak a tárgyév után több mint 3 évvel állnak rendelkezésre. Ezen túlmenően azonban az országos GDP-számítás módszertanát csakúgy, mint a GDP megyék közötti dezaggregálásának gyakorlatát a KSH 1994 óta több ízben felülvizsgálta, és a korábban közölt adatokat akár több évre visszamenőleg is módosította. Ezért szükséges megemlíteni, hogy a dolgozatban közölt számítások során az 1994 és 2005 közötti időszak egészére vonatkozóan a KSH legfrissebb és legújabb módszer szerint visszaszámított, 2006-ban és 2007-ben megjelentetett adatközlését vettük alapul (Magyarország Nemzeti Számlái 2003-2004. KSH, Bp. 2006, illetve KSH STADAT internetes adatbázis 2007 június.).

A jelzett nagyszámú lehetséges torzítás arra figyelmeztet, hogy – a hazai földrajzi, illetve területfejlesztési irodalomban bevezetése óta szinte „szent tehénként”, abszolút érvényű mutatóként kezelt – területi GDP-adatokat is kellő óvatossággal, más mutatók által folyamatosan kontrollálva szabad csak használni. A korábbi nemzetközi és hazai tapasztalatok, illetve a területi GDP-nek a gazdasági egyenlőtlenségek, illetve a jövedelmi viszonyok egyéb mutatóival való erős összefüggése alapján azonban biztosan állítható, hogy

¹⁴ A FIGYELŐ c. hetilap TOP200 összeállításának adatai alapján becslhető érték.

mindezen problémák ellenére a területi GDP a gazdasági teljesítmény (fejlettség) területi különbségeinek legjobb, legáltalánosabban alkalmazható mutatója napjainkban.

A GDP mellett az anyagi természetű területi egyenlőtlenségek másik kézenfekvő indikátor-típusát a térségekben élő lakosság anyagi jólétének mutatói jelentik. Sőt, a társadalom egyenlőtlenségrendszerét vizsgáló kutató számára utóbbiak talán még pontosabb, s ezért fontosabb mérőeszközt jelentenek. A GDP ugyanis *közvetlenül* „csak” a térségi gazdaság teljesítményére utal – ami csak számos áttételen, elsődlegesen a tulajdonviszonyokon, illetve az újraelosztás mechanizmusain keresztül határozza meg a társadalom tagjainak jólétét –, a lakossági jövedelmek mutatói viszont önmagukban véve is az *emberek* létviszonyaira utalnak. Ezt felismerve 2002-től immár az Eurostat is megkezdte a területi GDP mellett a háztartások rendelkezésére álló jövedelem regionális adatainak gyűjtését is a tagországokban.

A *lakossági jövedelmek* nagysága és változása fő vonalaiban általában szinkronban szokott lenni a GDP alakulásával, hiszen a szétosztható jövedelmek legfőbb forrása mindenképpen a helyi gazdaság. A két jelzőszám térszerkezetében azonban szükségképpen különbségek – esetenként igen nagy különbségek – is vannak.¹⁵ Hasonlóképpen fontos, általános érvényű különbség, hogy a lakossági jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek mértéke szinte minden esetben lényegesen kisebb, mint a GDP-é. Ennek egyik tényezője a GDP számbavételének az iméntiekben említett sajátossága, mely szerint nem az emberek, hanem a – térben általában koncentráltabb – gazdasági egységek elhelyezkedése adja a hozzáadott érték lokalizációjának alapját. A különbség fő oka azonban mégsem ez, hanem minden bizonnyal az állami újraelosztás. A lakossági jövedelmekre kiegyenlítőleg hat ugyanis a redisztribúció különböző csatornáin (jövedelemadóztatás, munkanélküli járadékok, szociális segélyek és támogatások, regionális politika stb.) keresztül megvalósuló makroszintű jövedelemátcsoportosítás, valamint a köztisztviselők és közalkalmazottak országosan egységes bérszabályozása (Ruttkay 1997).

A lakossági jövedelmek területi differenciáltságának mérésére többféle elvi lehetőség is van, ám ezek egyike sem annyira adekvát, illetve teljeskörű mutató, mint a gazdasági teljesítmények vonatkozásában a területi GDP. A legteljesebb, a fekete gazdaságban

¹⁵ Gondoljunk csak a világ régió-szintű GDP-rangsorának dobogós helyein található szibériai Hanti-Manysi Autonóm Területre, illetve az Angolához tartozó Cabindára, amelyek e pozíciója ásványkincseiknek (kőolaj, illetve gyémánt) köszönhető. Ám valószínűleg mégis kevesen élnék e térségekben szívesen: mivel erőforrásaik nem helyben hasznosulnak, nem az ott élőkét gazdagítják, s a helyi lakosság többségének jövedelmi viszonyai a magyarországiaktól is „fényévnnyivel” rosszabbak (Nemes Nagy 2006).

keletkező jövedelmeknek a is kb. a felét tartalmazó mutatószám a Magyar Nemzeti Bank makroszintű statisztikáira alapozott, fogyasztási oldalról kiszámított adata (Szabóné 1996), ám ezt – „rendelkezésre álló jövedelem” – csak országos összesítésben publikálja a KSH.¹⁶ A KSH 1962-től 1987-ig ötévenként teljeskörű, majd azt követően 1995-re és 2004-re vonatkozóan nagymintás (0,5%) jövedelemstatisztikai felvételeket végzett. Ezek 1987-ig a makroszintű jövedelem 95-96%-át tudták megyei szinten is megragadni, a rendszerváltás óta azonban a lakosság együttműködési készségének romlása miatt immár 70%-nál is kisebb ez az arány (Kenyeres–Keszthelyiné 2006). Hasonló a helyzet a KSH által évente, a háztartásstatisztikai adatfelvétel keretében felvett, lényegesen kisebb mintás, így csak a 7 régió szintjén reprezentatív adataival is (KSH 2005). Nem véletlen, hogy a hazai területi kutatásokban ezeket az adatokat csak kivételképpen használják (Kovács 1993, 1996, Nemes Nagy 1999), illetve hogy a *teljes* lakossági jövedelem területi becslésére is csak kevés próbálkozás született (Adler-Skultéty 2002, Jakobi 1999, Jakobi–Kiss 2003).

A lakossági jövedelmek indikátor-szerepét mindazonáltal egyértelműen felismerte a hazai területfejlesztési (és területi kutatói) gyakorlat, hiszen a tudományos publikációkban és a területfejlesztési dokumentumokban az egyik legtöbbször szerepeltetett, térképezett és elemzett fejlettségi mérőszám a személyijövedelemadó-bevallásokban szereplő *adóköteles (bruttó) jövedelmek* fajlagos értéke. Ennek előnyei kézzelfoghatóak: települési szinten is teljeskörű területi részletezettséggel rendelkezik, és adatsora a rendszerváltás hajnalától, 1988-tól folyamatos (bár nyilvános publikálása csak 2001-től kezdődött: azóta a KSH T-STAR adatbázisának része). Legfontosabb hátránya – hangsúlyozottan „nemzeti” jellegén, közvetlen nemzetközi összevetésre való alkalmatlanságán túl –, hogy még a KSH jövedelemfelvételeinél is kevésbé teljes körű: a személyi jövedelemadózásban ugyanis a keletkezett jövedelmeknek csak meghatározott része – a regisztrált munkajövedelmek, valamint az áru- és szolgáltatásértékesítésből származó regisztrált bevételek – jelenik meg. Számottevő, területileg differenciált jövedelmek maradnak legalisan is a regisztráción kívül (pl. a mezőgazdasági kistermelés jövedelmei, vagy a kisvállalkozói tevékenység során költségként elszámolt összegek), nem beszélve a – térségenként úgyszintén eltérő mértékű – szürke- és feketegazdaságban keletkezett jövedelmektől. Ennek ellenére, mint azt számtalan vizsgálat tanúsítja, markáns, s az értelmezések tág körének teret adó regionális egyenlőtlenségeket mutat, amelyek számos más, jól mérhető egyenlőtlenségi dimenzióval (pl.

¹⁶ Az Eurostat programjának megfelelően 2002 óta kísérleti jelleggel az adatot a hét tervezési-statisztikai régióra bontva is megbecsüli a KSH, ám saját kiadványaiban tudomásom szerint nem közli azt: hozzáférni kizárólag az Eurostat regionális adatbázisaiban, illetve honlapján lehet.

munkanélküliség, fogyasztási adatok stb.) is szignifikáns összefüggésben állnak, így a vonatkozó tanulmányok szinte kivétel nélkül mintegy „abszolút” mutatóként – a lakossági jövedelmek, sőt általában véve a területi egyenlőtlenségek egészének jó reprezentánsaként – tekintik.

Az adóköteles jövedelmek 1988-tól 2005-ig rendelkezésre álló, települési szintű alapadatsora valóban kiváló elemzési lehetőséget kínál – ám a területi egyenlőtlenségek e 17 év alatti változásának értékelése igen nagy körültekintést kívánt. Esetünkben különös fontossága volt ugyanis az adatsorok homogenitásának: annak tehát, hogy azonos elven gyűjtött, azonos megfigyelési egységekre vonatkozó, pontos adatok álljanak rendelkezésre minden időpontra. Az alapadatok kis mértékű, illetve csupán néhány egységet érintő pontatlansága is alapvetően befolyásolhatja az – egyik évről a másikra általában csak igen kis mértékben változó – egyenlőtlenségi mutatók értékeit, s így bizonytalanná, vagy akár tévessé is teheti a trendekre vonatkozóan levonható következtetéseket.

A homogenitás biztosítása – noha mind a jövedelmi adatok, mind pedig a vetítési alapként használt lakosságszám a leggyakrabban használt statisztikai adatok közé tartoznak – igen nagy volumenű előkészítő munkát igényelt, és „százszázalékosan” nem is sikerült. A nehézséget egyrészt a magyar közigazgatási beosztás időszakunkban különösen gyakori változásai (településszétválások, megyeváltások, a kistérségi rendszer változásai) okozták, másrészt pedig az az – elsőre talán meglepőnek tűnő, de sajnos igaz – tény, hogy Magyarországon nem létezik az időszak minden évére 100%-ban összevethető, azonos elven készített, hivatalos, településszintű lakosságszám-adatbázis.

Az előbbi nehézség kiküszöbölése érdekében minden területi szint adatait települési adatokból aggregáltam – a 2006 januárjában érvényes területi beosztásnak megfelelően –, így a kistérségi, illetve attól magasabb szinteken 1988-tól kezdve a mai közigazgatási helyzetnek 100%-ban megfelelő adatokat állítottam elő. Települési szinten a mai beosztás korábbi évekre való előállítására nincs lehetőség, az elmúlt húsz évben folyamatosan zajló ki- és szétválások miatt itt csak az 1988-as állapot szerinti adatokat lehetett volna az időszak minden évére kiszámítani. Minthogy azonban a szétvált települések jövedelmi helyzete az esetek nagy részében érdemben nem különbözik egymástól, megelégedtem azzal, hogy az egyes éveken belül 100%-ban azonos településállományra vonatkozzanak az APEH-től származó jövedelmi, illetve a KSH T-STAR-adatbázisából származó népességi adatok. (Ez sem volt egyszerű, mert a település-szétválások nyomán keletkezett „új” települések az esetek jó részében más-más évben bukkantak fel az APEH, illetve a KSH adatbázisaiban.)

A fajlagos jövedelmi szintek vetítési alapjaként elvi és praktikus megfontolások alapján – a KSH gyakorlatával egyezően – az *állandó népesség* adatát használtam.¹⁷

A kétféle jövedelmi adat országos változását – volumenindexeiket – összevetve feltűnő, hogy a bevallott személyi jövedelmek időbeli volumen-változásának trendje (különösen 1990-től 1996-ig), nagyon eltér a GDP-változás trendjétől. A magyar GDP ugyanis már 1993-ra elérte mélypontját (az 1988-as volumen 82,2%-ával) és 1996-ban már csak 13%-kal maradt el az 1988-as szinttől, majd a gyorsuló növekedésnek köszönhetően 1999-re elérte, 2005-re pedig már 29,5%-kal meghaladta azt. A lakosság csökkenése miatt az *egy lakosra* számított GDP reálértéke valamivel kedvezőbben alakult: az 1993-as mélypont az 1988-as volumen 82,9%-át jelentette, a 2005-ös érték pedig már 34,1%-kal magasabb volt annál. Ezzel szemben az egy lakosra jutó bevallott *adóköteles jövedelem* visszaesése jóval nagyobb mértékű, és hosszabb lefutású folyamat volt. A hivatalos fogyasztói árindexeket alapul véve az APEH településsoros adataiból összegzett országos nettó jövedelem reálértéke már 1993-ra az 1988-as szint 73%-ára esett vissza, és a mélypontot csak 1996-ban, az 1988-as volumen 56%-ával érte el (egy lakosra vetítve 57%). Még mielőtt azonban megdöbbennénk e hatalmas visszaesésen, sürgősen le kell szögezni: a látszat csal, a *ténylegesen* a lakosság rendelkezésére álló jövedelem visszaesése közel sem volt ekkora; sőt még akkora sem, mint azt a legtöbben gondolják. A Központi Statisztikai Hivatal által makroszinten, fogyasztási oldalról nagy pontossággal meghatározott lakossági összjövedelem reálértéke – egy főre jutó „reáljövedelem” – ugyanis az 1996-os mélyponton is csak 11,5%-kal maradt el az 1988-as szinttől, 2001-re újra elérte, 2005-re pedig 23%-kal meg is haladta azt. A reáljövedelem alakulása összességében kissé késleltetve és tompítva követte a GDP változásait: visszaesése később kezdődött és kisebb mértékű volt, ám tovább tartott – mélypontját csak 1996-ban érte el –, s az 1996 óta tartó növekedés üteme is elmaradt valamelyest a GDP-étől (1. ábra).

A reáljövedelem és a bevallott személyi jövedelem változásának e nagyfokú eltérése arra utal, hogy a tényleges lakossági jövedelmeknek 1988 és 1996 között egyre kisebb része jelent meg személyi jövedelemként az adóbevallásokban. Hogy ennek mértékét pontosan meghatározhassuk, a KSH-nak a Magyar Nemzeti Bank makroadatai felhasználásával számított, a lakosság (háztartások) rendelkezésére álló nettó összes pénzjövedelem adatával érdemes összevetni az SZJA-bevallásokból összesített (természetesen szintén nettó) értéket.¹⁸

¹⁷ A legfőbb elvi ok az, hogy az adóstatisztikák a jövedelembevallókat állandó lakcímük szerint sorolják településekhez, aminek adekvát módon az állandó népesség fogalma feleltethető csak meg.

¹⁸ A KSH által a háztartások „rendelkezésre álló jövedelme”-ként közölt adat a háztartások tagjai által az adott évben kapott, fogyasztásra és felhalmozásra fordítható nettó jövedelemösszeg. Ennek túlnyomó része pénzben

Míg 1988-ban még 56%-ot képviselt az APEH statisztikáiban településhez köthető kimutatott adózott (nettó) személyi jövedelem a makroadatokból kimutatható *teljes* pénzjövedelemből, addig 1996-ban már csak 36% volt ez az arány. A jelenség magyarázata soktényezős. Minden bizonnyal szerepet játszik benne például az adórendszer változása is, de a legfőbb ok szinte bizonyosan az, hogy a lakosság jövedelmeinek egyre nagyobb hányadát igyekezett – sikeresen – kivonni a magas adóteherrel sújtott, és jól nyomon követhető személyi jövedelemadózás köréből, és áttérni azt kedvezőbb, vagy egyáltalán nem adózó csatornába. Ennek legkézenfekvőbb útját a vállalkozások terjedése kínálta: a kilencvenes évek vállalkozói „boom”-jának eredményeként számos, korábban alkalmazottként SZJA-t fizető új kisvállalkozó személyi jövedelme „tűnt el” a jövedelemadózásból a számla nélküli értékesítéseknek, a „leköltségelt” bevételeknek, a minimálbérre (vagy még arra sem) bejelentkezéseknek, illetve a „papíron” a vállalkozások házipénztáraiban felhalmozott, valójában azonban személyi szükségletekre elköltött bevételeknek „köszönhetően” – de nyilvánvaló a kemény feketegazdaság kiterjedésének szerepe is. A gazdaság kibontakozásának, illetve egyes „szürke” és „fekete” szférák lassan megkezdődő „kifehéredésének” jeleként ugyanakkor 1996 óta a tendencia megfordult, és 2005-ben már mintegy 40%-a jelent meg a rendelkezésre álló lakossági pénzjövedelmeknek személyi jövedelemként. Az arány növekedéséhez hozzájárult 2003-ban az 50%-os közalkalmazotti béremelés hatása, amely gyakorlatilag teljes egészében megjelent az adóbevallásokban, és ez bőven ellensúlyozni tudta azt is, hogy ugyanezen évben húszezernyi egyéni vállalkozó személyi jövedelme tűnt el a statisztikából az EVA-ra való áttérésük miatt.¹⁹

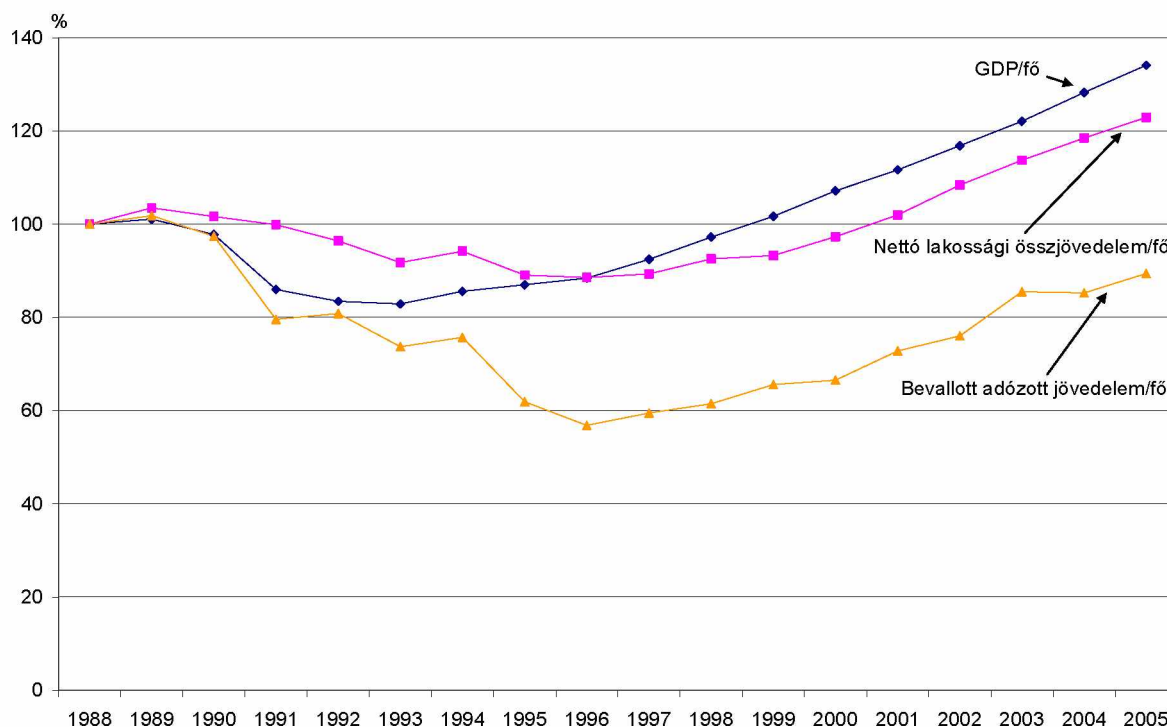
Sajnos az APEH településsoros személyijövedelemadó-adatbázisa egyéb hibákkal is terhelt. 1988 óta folyamatosan nő például „a népességnyilvántartásban ismeretlen” laccímmel (hibásan kitöltött, vagy külföldi állampolgárok által) beadott, így az APEH által településhez nem sorolt adóbevallások szerepe. Számuk kezdetben évi 20-30 ezer körül mozgott, ám 2005-ben már 118 ezer volt ilyen a 4,3 millió bevallásból, s míg az ezekben szereplő jövedelem 1988-ban még alig 0,5%-át, 2005-ben már 3,2%-át tette ki a bevallott összegnek. Csak remélni tudjuk, hogy a településhez nem sorolt bevallások készítőinek területi megoszlása vélhetően nem változik évről évre jelentős mértékben. Ezeket jobb híján az országos összesítésekben is „nemlétezőnek” kellett tekinteni, vagyis a számításokban országos összeggént a *településekhez köthető* összesített adatok szerepelnek.

Ennél is jelentősebb probléma, hogy az APEH által szolgáltatott településsoros adatok még a személyi jövedelemadó-bevallásokban szereplő teljes jövedelemkört sem tartalmazzák, hanem csak az *összevonás alá eső, belföldi* jövedelmeket. Pedig a külföldön megszerzett, illetve a külön adózó jövedelmek széles köre, amelyek együttesen, országosan a teljes bevallott összegnek mintegy 10%-át adják, némiképp módosítanak a jövedelem-eloszlási térképet. Egy, az APEH honlapján közzétett, 2004-re vonatkozó statisztikából kiderül például, hogy míg az összevont belföldi jövedelmeknek csak 25, addig a külön adózó jövedelmeknek 44%-a jut a budapesti

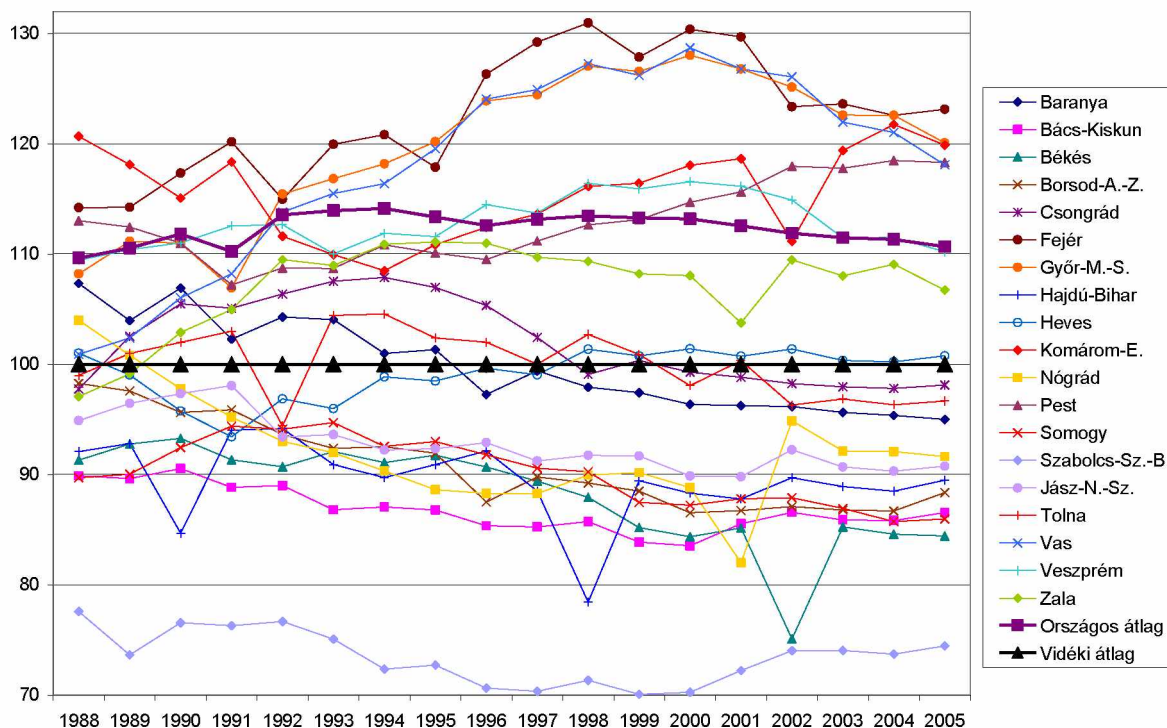
keletkezik, ám – összesen kb. 10%-nyi arányban – tartalmaz kétféle, nem pénzben megjelenő elemet is: a saját fogyasztásra történő termelésnek, illetve („működési eredmény” néven) a saját lakás használatának (lakbér-szinten becsült) értékét. Előbbi sajnos nem közlik külön a KSH kiadványai, ám értéke nem túl jelentős, így összevetési alapként – a köznap jövedelem-értelmezéshez legközelebb álló összes „elköltendő” pénzjövedelemként – a „rendelkezésre álló jövedelem” összegének a „működési eredménnyel” csökkentett értékét használtam.

¹⁹ 2003-hoz képest viszont kisebb visszaesés mutatkozik, egyebek mellett azért, mert ismét számos egyéni vállalkozó lépett át a személyi jövedelemadózás köréből a kedvezőbb EVA-ba.

1. ábra. Egyes jövedelemfajták egy lakosra jutó értékének hivatalos országos volumenindexei 1988-2005 (1988=100%). Adatforrás: Különböző KSH-kiadványok és KSH STADAT (GDP, lakossági reáljövedelem), illetve az APEH SZTADI adatbázisa (településekhez köthető adózott személyi jövedelem).



2. ábra. A megyék egy lakosra jutó bruttó jövedelmének alakulása a vidéki átlag százalékában 1988-2005. Forrás: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis. A néhány megyénél egyes években mutatózó átmeneti visszaesések az adatbázis hibáiból fakadnak.



adózókra, tehát a kétféle jövedelemtípus területi megoszlása lényegesen eltér egymástól (APEH 2005). A bevallott személyi jövedelem területi koncentrációja így vélhetően nagyobb, mint a számításaink alapját képező, az APEH által településsorosan közzétett jövedelemtömegé.

Végül, nyilvánvalóvá vált az is, hogy – a területi kutatók széles köre által használt és elemzett, s egyebek mellett a kedvezményezett térségek besorolásánál, illetve a területfejlesztési támogatások elosztásánál is használt²⁰ – hivatalos, 2001 óta a KSH T-STAR adatbázisában is szereplő adatsorok ezen túlmenően is több, és sajnos nem is szisztematikus (a településeknek csak egy részére kiterjedő) hibát tartalmaznak, amelyek egy részét nem tudtuk korrigálni, így néhány évben az adatbázist fokozott óvatossággal szabad csak használni (2. ábra).

A felsorolt, illetve az itt nem említett tényezőknek köszönhetően a személyi jövedelemadózásban megjelenő, településekhez köthető adózott jövedelem a makrostatisztikailag kimutatható teljes pénzbeli rendelkezésre álló háztartási jövedelemnek csak kisebb részét (2005-ben 40,3%-át) tartalmazza. Szerencsére azonban léteznek jó érvek arra vonatkozóan, hogy ez mégsem gátolja meg a helytálló következtetések levonását a térségek jövedelmi helyzetére vonatkozóan. Egyrészt, az erős jövedelmi meghatározottságú, természetes mutatók majd mindegyike – a munkanélküliségtől a vállalkozási aktivitáson át a személygépkocsi-ellátottságig – igen jól korrelál az adóköteles személyi jövedelmek adataival (Jakobi 1999, Nemes Nagy 1999, Adler–Skultéty 2002). Logikusnak látszik az is, hogy miután a helyi gazdaságok különböző szektorainak színvonala többé-kevésbé hasonló, alapvető vonásaiban nem térhet el túlságosan egymástól a nagy jövedelemelemek legtöbbszörének területi eloszlása sem (ahol nagyok a munkajövedelmek, tendenciájukban magasabbak a nyugdíjak is, jobban megy a vállalkozóknak és a felhalmozott tőkék is jobban „fialnak” stb.) A különböző jövedelemtípusok területi megoszlásában mutatkozó kisebb-nagyobb eltérések hatása pedig összességében kiegyenlítődik: a munkajövedelmeknél koncentráltabb tőkejövedelmek hatását ellentételezi az állami újraelosztás csatornáin szétesztott társadalmi jövedelmek (társadalombiztosítási ellátások, segélyek) kiegyenlítő szerepe (Adler–Skultéty 2002).

E következtetések érvényességét empirikus vizsgálatok is igazolják. A pénzbeni lakossági jövedelmek teljes körének megoszlását firtató, két különböző módszerrel is elvégzett lakossági jövedelembecslésem eredményei és az adózott személyi jövedelmek közötti, kistérségi szinten $r = +0,9$ körüli erősségű korrelációs együtthatók tanúsága szerint a területi egységekre vonatkozóan az APEH jövedelem-adatai általánosságban a teljes

²⁰ 24/2001. országgyűlési határozat a területfejlesztési támogatások és a decentralizáció elveiről, a kedvezményezett térségek besorolásának feltételrendszeréről.

jövedelem jó reprezentációjának tekinthetők, érvényes mérőszámai az anyagi jólétnek (Jakobi–Kiss 2003)²¹, azaz kellő alapunk van arra, hogy a dolgozat további részében ezt a mutatót használjuk az elemzés tárgyaként.²² A kapcsolat korántsem függvényszerű volta, a becsült és az adózott jövedelmek egyes térségek esetében jelentősen eltérő szintje természetesen az óvatos értelmezések szükségességére is felhívja a figyelmet, hiszen néhány sajátos térségben az adózott jövedelmek hányada jócskán eltér az országostól (pl. a Duna-Tisza-közén és a keleti határmentén kevesebb, a nagy ipari cégek dominanciájával jellemezhető kistérségekben rendre nagyobb ez az arány).

2.2. A gazdasági fejlettség különbségei: a GDP területi egyenlőtlenségei

2.2.1. A megyei GDP egyenlőtlenségeinek alakulása 1994-2005

A jövedelmi differenciálódás vagy kiegyenlítődség kérdésének megítélése egyrészt az egyenlőtlenségek *mértékének*, másrészt *területi mintázatuknak* a vizsgálatával lehetséges. Az előbbi, e fejezetben bemutatandó tényező értékelése a korábbiakban ismertetetteknek megfelelően a szigma- és a béta-konvergencia mérésével is lehetséges. Első lépésként a nivellálódás szempontjából szigorúbb (abszolút) kritériumot állító hagyományosabb eljárást, a szigma-konvergenciát teszteltem.

A minél pontosabb értelmezhetőség érdekében a számításokat a KSH megyei adatai által szabott lehetőségeken belül több térségi szinten is érdemes elvégezni. Ezek a következők:

- A Budapest–vidék tagolódás (területi egységek száma: 2)
- NUTS-I. szint (3 egység)
- A NUTS-II. régiók szintje (7 egység)
- A megyék szintje (20)
- A vidék megyei tagolódása (Budapestet nem számítva, 19 egység)

Ezen túlmenően döntést igényel az is, hogy a jelenség mérésére a rendelkezésre álló számos, többé-kevésbé eltérő tartalmú területi koncentrációs mutató közül melyiket válasszuk (Major–Nemes Nagy 1999). Tekintve, hogy a különböző indexek valamelyest eltérő egyenlőtlenség-értelmezéseken alapulnak, így többé-kevésbé eltérőnek mutathatják az egyes

²¹ A „területi egységekre vonatkozóan” kitélt hangsúlyozni kell, mert az *egyének* szintjén a jelzett kiegyenlítő hatások gyakorlatilag nem érvényesülnek. Az adóbevallásokból hiányzó fontos jövedelemfajták miatt az APEH statisztikája nem alkalmas a kiugró jövedelmi helyzetek azonosítására; az adót alig fizető, vagy az adózásból kimaradó csoportok nagy aránya miatt pedig a jövedelmi rétegződés alsó csoportjainak differenciált megragadására sem.

térségek belső egyenlőtlenségeinek szintjét, s mivel praktikus, mérés technikai szempontokból is különbözőek az előnyeik és hátrányaik,²³ e választásnak elvi jelentősége van. Mivel „ideális” választás nincs, a lehetséges értelmezések bizonytalanságát csökkentendő célszerűnek tűnt több mutató értékeit is kiszámítani. Ezért több, egymástól lényegesen eltérő tulajdonságokkal rendelkező index idősorait is előállítottam az értéktermelés területi differenciáinak mérésére: a Hoover-, a Gini- és az Éltető–Frigyes-indexet, illetve a súlyozott relatív szórást. Ezek talán egyetlen közös vonása az, hogy mindkét módszer népességszámmal súlyozva mutatja az egyenlőtlenségek mértékét – tehát az egyes terület egységek nemcsak jövedelemszintjükkel, hanem nagyságukkal arányosan is „járulnak hozzá” az egyenlőtlenségi mutató alakításához: a nagyobbak jövedelemszintje jobban számít, mint a kicsiké.

A számítások eredményei azonban – más konkrét példákhoz hasonlóan (pl. Dusek 2005, Tóth 2005) – valamennyi mutatót használva rendkívül hasonló eredményekre vezettek: az idősorai közötti korreláció 0,9 és 1 között mozog. Ezért, bár bizonyos vonatkozásokban a későbbiekben mindegyikükre hivatkozom, e fejezetben elsődlegesen a – legvilágosabban interpretálható, és hazai tanulmányokban is gyakran szereplő – Hoover-index értékeit elemzem.²⁴ Ez a mutató 0-tól 1-ig terjedő skálán azt fejezi ki, hogy az egyik vizsgált jellemző (jelen esetben a GDP) mekkora hányadát "kellene" átcsoportosítani az átlag fölötti GDP/fő értékű megyékből az átlag alattiakba ahhoz, hogy – megyei szinten – teljesen kiegyenlített (azaz a népesség eloszlásával pontosan megegyező) jövedelmi térszerkezetet kapjunk. 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 térség népességének, illetve jövedelmének részesedése az ország (vidék) össznépességéből, illetve összes GDP-jéből.

Másik egyenlőtlenségi mutatóm a nemzetközi összehasonlításokban nagy előszeretettel alkalmazott súlyozott relatív szórás:

$$V = \frac{1}{y} \sqrt{\frac{\sum (y - \bar{y})^2 f_i}{\sum f_i}}$$

²² Ugyancsak a 150 kistérségre, az 1998-as évre vonatkozóan ugyanilyen korrelációs kapcsolatot mutattak ki az adóköteles jövedelem és a becsült „teljes” jövedelem között Adler Judit és Skultéty László (2002) számításai is.

²³ Ezekre vonatkozóan lásd Major (2001), illetve Major–Nemes Nagy (1999) munkáját.

²⁴ A mutató több más elnevezéssel is ismeretes: a regionális tudományban Robin Hood-index, a szociológiában disszimilaritási index néven, a közgazdaságtanban elterjedt Krugman-index pedig a Hoover-index kétszerese.

ahol $y_i = \frac{x_i}{f_i}$, azaz egy fajlagos (arány) mutató értéke az i-edik területegységben (esetünkben az egy főre jutó GDP); $\bar{y} = y_i$ súlyozott átlaga; f_i a fajlagos mutató súlyozásának alapja (itt: a népességszám).

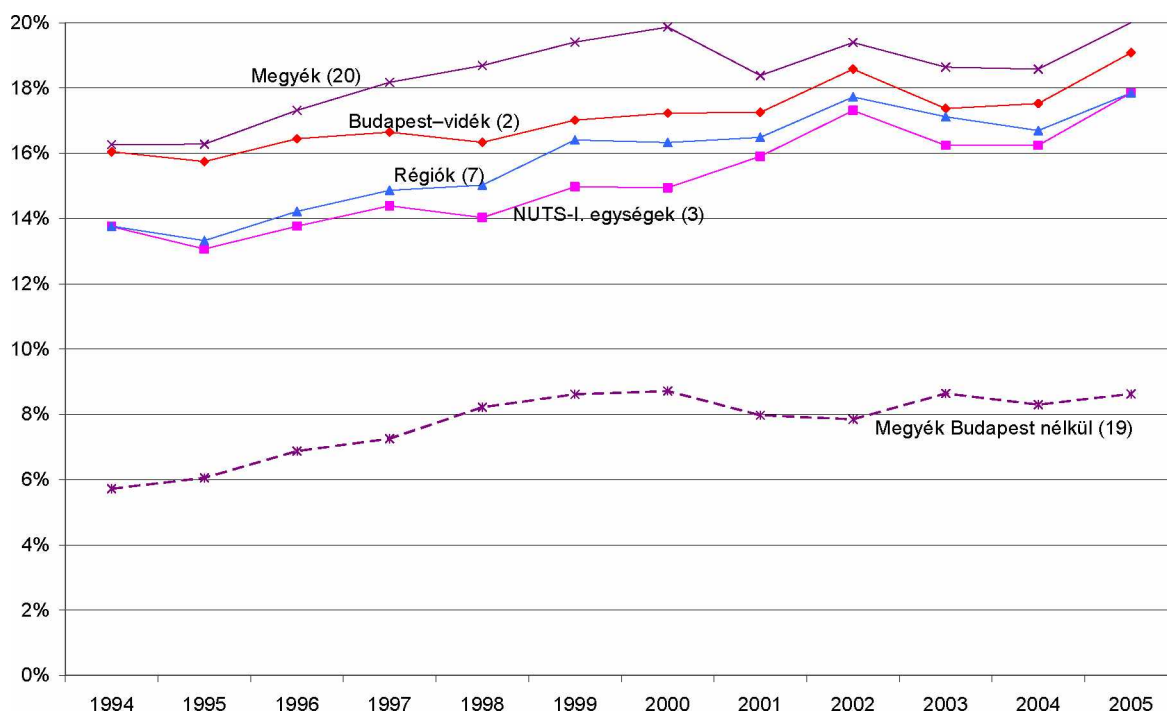
A két mutató az egyenlőtlenség két különböző koncepcióját fejezi ki: a Hoover-index eloszlás-típusú, míg a súlyozott relatív szórás szóródás-típusú jelzőszám. Előbbi az eloszlás minden elemére egyformán érzékeny, utóbbiban azonban erőteljesebben jut érvényre az eloszlás két szélén található értékek hatása. A súlyozott relatív szórás hátránya, hogy interpretációja jóval nehezkesebb, 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 területegységek körén *belül* bekövetkezett jövedelmi elmozdulásokra, addig a súlyozott relatív szórás nem az.²⁵

A számítások tanúsága szerint az egyenlőtlenségek szempontjából a vizsgált periódus két szakaszra osztható (3. ábra). Az első, 1994-től nagyjából az ezredfordulóig tartó időszakra vonatkozóan az eredmény megerősíti a szakirodalomban általánosan elterjedt értékelését: minden területi szinten nagyjából egyenletesen nőtték az értéktermelés területi egyenlőtlenségei. 2000 után azonban a trend korábbi egyértelműsége két tekintetben is megtört. Egyrészt, bár a nagyobb egységeket tekintve továbbra is inkább növekedés mutatkozik, a görbe korábbi szabályos lefutása helyett töréseket, ingadozásokat tapasztalhatunk; másrészt pedig a megyéket tekintve az éves ingadozások eredőjeként egyértelműen *stagnálni* látszik az egyenlőtlenségek mértéke; s az ezredfordulót követően igazából csupán 2004-ről 2005-re ugrik meg a többi területi szinten is a Hoover-index. Ez a megfigyelés arra utal, hogy a továbbiakban az egyenlőtlenségek változásának tényezőit, illetve területi mintázatait célszerű e két időszakra bontva, külön-külön is megvizsgálni. A területi statisztika általános szabályszerűségének megfelelően a térfelosztás finomodásával a kimutatott egyenlőtlenségi mértékek esetünkben is fokozatosan növekednek (a kérdésről részletesen szól Dusek (2004) munkája). A legszembeötlőbb azonban mégis tán az a tény, hogy a Budapest–vidék dimenzióban mutatkozó különbség adja az egyenlőtlenségek nagyobb részét. Vagyis, miként az már a rendszerváltás előtt is így volt, jóval nagyobbak a különbségek a főváros és az ország többi része között, mint a vidéki megyéken belül. E vonatkozásban is megfigyelhető azonban az ezredforduló előtti és utáni időszak különbsége:

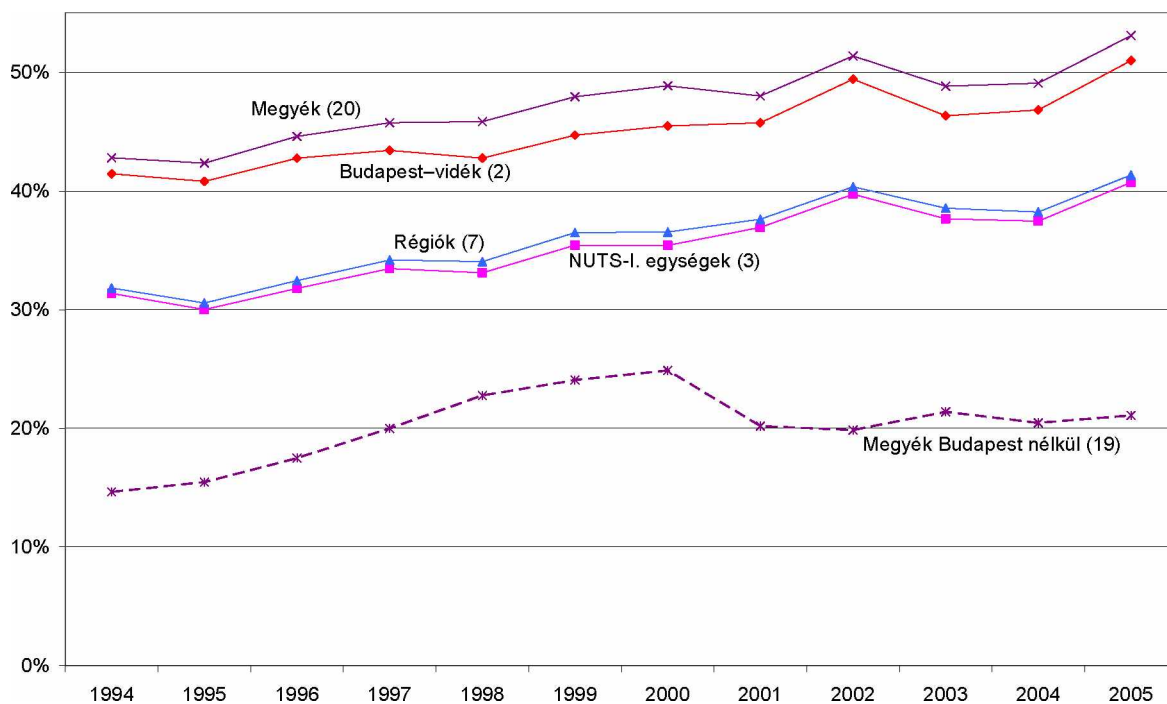
²⁵ A későbbiekben használandó Éltető–Frigyes-index és az előbbieknél jóval bonyolultabb, ám az egyenlőtlenségek mértékét talán legkomplexebben kifejező Gini-mutató konkrét tartalmára vonatkozóan lásd Nemes Nagy szerk. (2005) munkáját.

3. ábra. Az egy lakosra jutó GDP területi egyenlőtlenségeinek alakulása különböző területi szinteken a két, különböző elvű egyenlőtlenségi mutató alapján 1994-2005. Adatforrás: KSH STADAT 2007. június 10.

A.) Hoover-index



B.) Súlyozott relatív szórás



míg 1999-ig egyértelműen a vidéken belül egyenlőtlenségek növekedése határozta meg a differenciálódást – a 19 megyére adódó Hoover-index értéke a Budapesttel együtt 20 egységre számított szóródás 35%-áról 44%-ára nőtt –, azóta azonban Budapest–vidék dimenzió ereje nem csökkent, az arány évről évre az utóbbi érték körül ingadozik.

A trendek ismeretében is kérdés azonban – és az időbeli változás megítélése szempontjából is fontos tudni –, hogy *mekkorának* is értékelhetők valójában e kimutatott egyenlőtlenség-mértékek. A kérdés persze világnézeti jellegű is, de az egyértelmű iránymutató a kérdésben mégis a GDP-termelés hazai területi differenciáltságának *nemzetközi* összehasonlítása. Ez önmagában véve is érdekes, az azonnal felmerülő kérdés – kikkel, mely országokkal is érdemes összevetni Magyarországot? – megválaszolásához azonban érdemes elméleti megalapozást keresni. A legjobb fogódzót az 1.1 fejezetben tárgyalt *Williamson-hipotézis* jelenti. Ennek alapján Magyarországot egyrészt a hozzá hasonló fejlettségi szintű országokhoz érdemes hasonlítani, ám hasznos lehet a tőle fejlettebb és elmaradottabb országokkal való összevetés is. A tőkés piacgazdaság első, divergenciával jellemezhető időszakán – a „fordított U” felfelé ívelő szakaszán – ugyanis már a világ majd minden országa, köztük hazánk is túl van. Ezért a Williamson-hipotézis értelmében a magasabb jövedelmi szintű országok jelenlegi belső egyenlőtlenségeinek tendenciaszerűen kisebbeknek kell lenniük az alacsonyabb átlagjövedelműek esetében tapasztaltnál: a jövedelmek nagysága és a belső egyenlőtlenségek szintje között tehát negatív irányú összefüggést várhatunk. Ha Magyarország illeszkedik a modellhez, akkor a nála elmaradottabb országoktól kisebb, a fejlettebbekhez képest nagyobb belső egyenlőtlenségeket kell mutatnia. Az összehasonlítás érdekességét növeli, hogy hazánkban a területi különbségek növekedése a rendszerváltás után egy korábbi, az államszocialista viszonyoknak köszönhetően „mesterségesen” kiegyenlített térszerkezethez képest következett be (Enyedi 2004, Nemes Nagy 2006). Kérdés tehát, hogy csupán „visszatértünk-e a trendvonalra”, vagy akár át is lendültünk már annak másik oldalára.

Sajnos a területi jövedelemegyenlőtlenségek mérőszámaként használt koncentrációs mutatók értékeit sokféle statisztikai jellegű, véletlennek tekinthető tényező befolyásolja (torzítja), amelyek a keresztmetszeti összehasonlítást erősen megnehezítik. Itt most nem részletezve a lehetséges okokat – ezekről kiváló áttekintést nyújt Dusek (2004) munkája – csak az esetünkben legfontosabbakat emelem ki:

- ha több területegységre (pl. NUTS-II. helyett NUTS-III. egységekre) bontva vizsgálunk egy adott országot, ott minden egyéb körülmény azonossága mellett is jellemzően nagyobb lesz az egyenlőtlenségi mutatók értéke;

- azonos darabszámú területegységből álló, azonos jellemzőkkel rendelkező, de eltérő méretű országok közül a kisebb lakosságúakban nagyobb az egyenlőtlenségi mutató;
- a térfelosztás konkrét módja is befolyásolja az egyenlőtlenségek kimutatott értékét. Ha egy országban a nagyváros(ok) (amelyekben általában az átlagnál, különösen pedig agglomerációjuknál sokkal magasabb a GDP fajlagos értéke) önállóan alkotnak egy-egy régiót, máshol viszont környékükkel, vonzáskörzetükkel együtt jelölik ki őket egy területegységnek, az az előbbi esetben nagyobb számított egyenlőtlenséget eredményez, mint az utóbbiban. Ha pedig magát a nagyvárost is több részre bontjuk, akkor különösen kiugró értékeket okoz a city és a külvárosok elkülönítése (ilyen eset például London, amely NUTS-III. szinten 5 egységre bomlik).

A két előbb említett torzítás jelentősen mérsékelhető, ha olyan országok területi egyenlőtlenségeit hasonlítjuk össze, amelyek mérete és regionális felosztása is hasonló. Ezért Magyarországhoz hasonló népességű – 5-15 millió fő –, és a magyar beosztáshoz hasonló darabszámú megyére (15-25), illetve régióra (5-10) osztott, tehát végeredményben a magyar megfelelőikhez hasonló méretű egységeket választottam összehasonlítási alapként.²⁶ Ám így is befolyásolhatja a kimutatott jövedelemegyenlőtlenség mértékét az, hogy egyetlen, kiugró népességű központja van-e az adott országnak (az elemzett Magyarországhoz hasonló méretű és térfelosztású egységek között ilyen pl. Cseh-, Finn- és Svédország, Portugália, továbbá Bajorország, Ile de France, Nagy-London, az olasz Lazio és a lengyel Mazóvia régió), netán épp ellenkezőleg, alig van különbség a legnagyobb központok mérete között, vagy szabályosabb a Zipf-görbe lefutása. Jelentős hatása van annak is, hogy Magyarország NUTS-II-es régióbeosztásában Budapest nem külön egység, hanem agglomerációjával együtt, „Közép-Magyarországgént” szerepel. Így lényegesen kisebbnek mutatkozik az egyenlőtlenség, mintha – Prágához, Varsóhoz, Rómához, „kis”-Párizshoz vagy Belső-Londonhoz hasonlóan – a főváros önállóan alkotna egy régiót. Ha azonban e különbségekre tekintettel vagyunk, az óvatos összehasonlítás nem lehetetlen (1-2. táblázat).

Nos, az eredmények tanúsága szerint a hazai gazdaság területi egyenlőtlenségeit nem csak mi, magyarok érezzük nagynak. „Nemzetközi szinten” ugyanis számításaim szerint is alapvetően érvényesül a Williamson-hipotézis: a speciális helyzetű – a kiugró GDP-jű párizsi

²⁶ Meglepően kevés ilyen van: az EUROSTAT statisztikáit, illetve Nemes Nagy József hatalmas adatgyűjtését felhasználva, több mint száz ország hétszázánál is több hivatalos területi felosztását alapul véve a meglehetősen

1. táblázat. Magyarország méretű (5-15 millió fős), és a magyar NUTS-II. *régiókhoz* hasonló nagyságú egységekből álló „országok” jövedelmi egyenlőtlenségei 2003-ban (A "régiók" száma 5-9 közötti; átlagnépességük 1–2 millió fő) Az alapadatok forrása: EUROSTAT „REGIO” adatbázis, illetve Nemes Nagy József gyűjtése különböző internetes oldalakról)

Alapegység ("ország")	Alegységek ("régiók") száma	Az "ország" évközepe össznépessége, ezer fő	A "régiók" átlagnépessége, ezer fő	Az "ország" egy főre jutó GDP-je (euró - PPS, EU25=100)	A GDP/fő értékek szóródása (Hoover-index)	A GDP/fő értékek súlyozott relatív szórása
Campania (Olaszo. NUTS2)	5	5 743	1 149	72,1	1,8%	4,2%
Bassin Parisien (Francia. NUTS1)	6	10 540	1 757	97,2	1,8%	4,1%
North West (Nagy-Br. NUTS1)	5	6 805	1 361	102,7	5,4%	12,4%
Este (Spanyolo. NUTS1)	8	11 826	1 478	107,6	5,4%	11,9%
Lazio (Olaszo. NUTS2)	5	5 176	1 035	124,3	5,7%	13,1%
Svédország	8	8 958	1 120	115,9	7,5%	18,9%
Finnország	5	5 213	1 043	112,9	7,6%	15,8%
Bayern (Németország NUTS1)	7	12 405	1 772	128,2	7,8%	17,2%
Svájc (2000)	7	7 339	1 048	137,5	8,0%	18,2%
Wlaams Gewest (Belgium NUTS1)	5	6 006	1 201	116,9	8,2%	18,5%
Akdeniz (Törökorsz. NUTS1, 2001)	8	9 091	1 136	25,2	8,5%	18,9%
Csehország	8	10 207	1 276	67,8	11,8%	37,6%
Poludniowy (Lengyel. NUTS1)	7	7 968	1 138	46,8	12,0%	27,5%
Bulgária	6	7 824	1 304	29,8	12,0%	27,2%
Portugália	7	10 441	1 492	72,9	12,1%	27,0%
Ege (Törökorsz. NUTS1, 2001)	8	9 207	1 151	31,4	12,4%	27,7%
Guatemala (2000)	8	13 909	1 739	16,8	23,5%	57,3%
Île de France (Francia. NUTS1)	8	11 235	1 404	173,3	24,6%	52,9%
London (Nagy-Br. NUTS1)	5	7 394	1 479	175,0	24,9%	72,8%
Mazowieckie (Lengyel. NUTS2)	5	5 132	1 026	72,8	30,0%	64,2%
Magyarország	7	10 130	1 447	59,3	17,6%	39,7%

2. táblázat. Magyarország méretű (5-15 millió fős), és a magyar *megyékhez* hasonló nagyságú egységekből álló „országok” jövedelmi egyenlőtlenségei 2003-ban (A "megyék" száma 15-25 közötti; átlagnépességük 300-800 ezer fő) Az alapadatok forrása: EUROSTAT „REGIO” adatbázis, illetve Nemes Nagy József gyűjtése különböző internetes oldalakról)

Alapegység ("ország")	Alegységek ("megyék") száma	Az "ország" évközepe össznépessége, ezer fő	A "megyék" átlagnépessége, ezer fő	Az "ország" egy főre jutó GDP-je (euró - PPS, EU25=100)	A GDP/fő értékek szóródása (Hoover-index)	A GDP/fő értékek súlyozott relatív szórása
Nord-Est (Olaszo. NUTS1)	22	10 817	492	128,5	3,5%	9,2%
Sud (Olaszo. NUTS1)	23	13 982	608	73,5	3,5%	9,7%
Bassin Parisien (Francia. NUTS1)	22	10 540	479	97,2	4,3%	10,4%
Nord-Ovest (Olaszo. NUTS1)	24	15 125	630	131,1	5,8%	14,1%
Centro (Olaszo. NUTS1)	21	11 053	526	118,5	6,4%	13,9%
<i>Centro (Spanyolo. NUTS1), Madrid nélkül</i>	<i>16</i>	<i>5 331</i>	<i>333</i>	<i>80,2</i>	<i>6,6%</i>	<i>16,6%</i>
Sud-Ouest (Francia. NUTS1)	16	6 419	401	99,9	6,9%	15,3%
Svédország	21	8 958	427	115,9	7,5%	19,2%
West-Nederland (Hollandia NUTS1)	16	7 562	473	137,6	9,1%	22,8%
Dánia	15	5 391	359	121	9,3%	23,6%
Honduras	18	6 669	371	10,7	10,8%	24,2%
Centro (Spanyolo. NUTS1) Madriddal	17	10 970	645	105,2	11,7%	24,8%
Düsseldorf (Németo. NUTS2)	15	5 247	350	120,5	14,3%	42,8%
Ecuador (2001)	21	13 710	653	13,8	14,6%	30,8%
Magyarország	20	10 130	506	59,3	19,1%	50,2%
<i>Magyarország Bp. nélkül</i>	<i>19</i>	<i>8 417</i>	<i>443</i>	<i>46,3</i>	<i>9,0%</i>	<i>22,0%</i>

és londoni city miatt igen magas koncentrációt mutató – Ile de France és Nagy-Londont nem számítva „régiós” és „megyei” szinten is közepes, $r=-0,45$ körüli korreláció mutatkozott a fejlettség és a területi egyenlőtlenségek nagysága között. Magyarország régiószintű GDP-egyenlőtlenségei viszont annak ellenére a magasabbak közé számítanak – Portugália és Csehország mellett a bolgár, török értékeket is meghaladják –, hogy Budapest kiugrását jelentősen mérsékeli Pest megyével összevontan történő számbavétele. A speciális helyzetű két fővárosi régiót nem számítva a maradék 18-ból csak Guatemala, illetve a lengyel Mazóvia egyenlőtlenségei haladták meg a hazai értéket. A megyei adatokat tekintve pedig, ahol Budapest immár külön egységként szerepelt, valamennyi vizsgált országot meghaladó egyenlőtlenségek mutatkoznak. Ráadásul nem változik lényegesen akkor sem a kép, ha Budapestet kivéve a sorból, csak a 19 megye egyenlőtlenségi mértékeit vetjük össze a nemzetközi példákkal. A rendszerváltás után a vidék gazdaságában bekövetkezett differenciálódás erejét mutatja, hogy még így is magasabbak a kimutatott egyenlőtlenségek a „versenytársak” többségéhez képest, s csak a közismerten polarizált latin-amerikai országok (Honduras, Ecuador), valamint a különálló nagyvárosi régiókat tartalmazó egységek (Dánia, Közép-Spanyolország, illetve a Ruhr-vidék) GDP-termelésének koncentráltasága haladja meg a 19 magyarországi megyéét.

Leszögezhetjük tehát, hogy Magyarországon a GDP területi egyenlőtlenségei (a megyék és a régiók szintjén egyaránt) nemzetközi összehasonlításban a nagyobbak közé tartoznak, mégpedig nemcsak a nálunk fejlettebb országokhoz képest, hanem a hozzánk hasonló, vagy éppen valamelyest kevésbé fejlett gazdaságokkal összevetve is. Az egyenlőtlenségek fő részét ugyan a Budapest-vidék differenciáltság adja továbbra is – köszönhetően persze Budapest kiugró népességi súlyának is –, de a rendszerváltás után a vidéki Magyarországon belüli egyenlőtlenségek mértéke is meghaladta a fejlettségi szintünk alapján várható szintet.

2.2.2. A GDP térszerkezetének változásai

Az államszocialista időszak gazdasági fejlettségi térszerkezetéről sajnos nem állnak rendelkezésünkre GDP-adatok. A korábban már említett részleges vagy szakértői GDP-bebecslések – Barta Györgyi (1977) és Nemes Nagy József (2005) a hetvenes, illetve Rechnitzer János (1988) a nyolcvanas évek közepére vonatkozó publikációi – azonban arról tanúskodnak, hogy ez a térszerkezet alapvonásaiban nem tért el a rendszerváltás utánitól: igazán lényeges

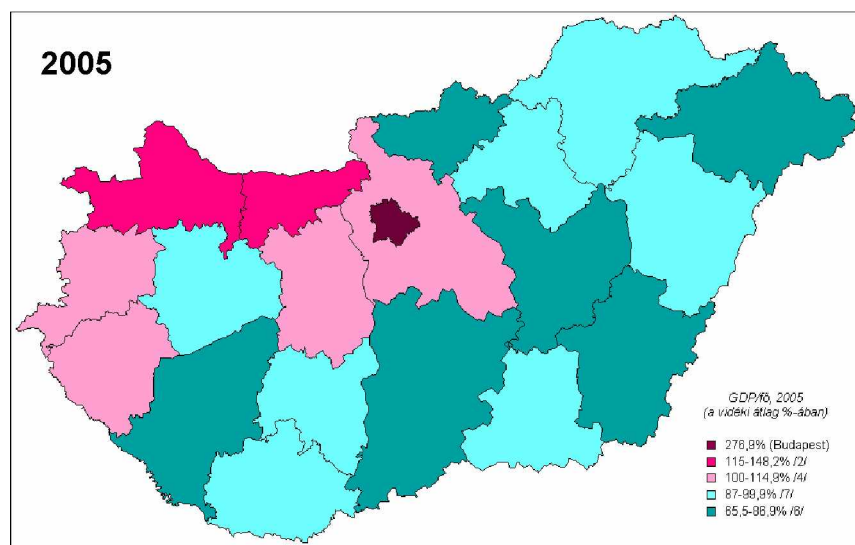
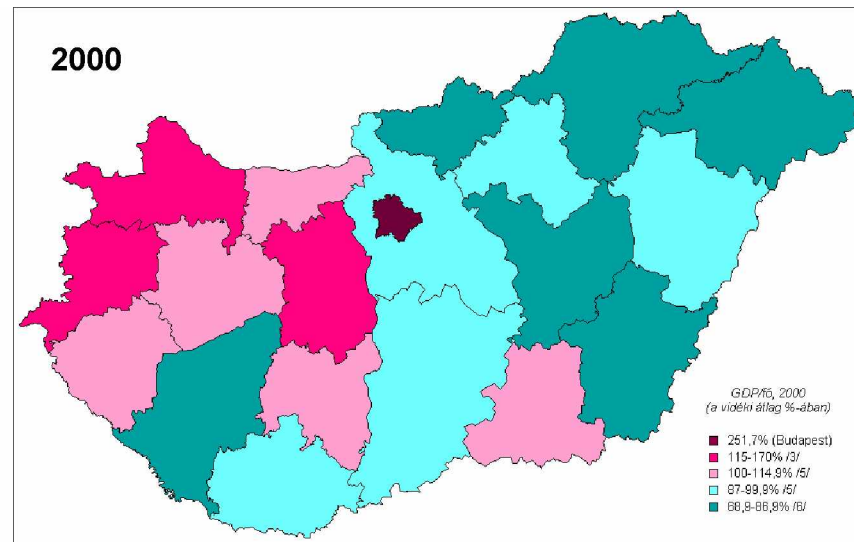
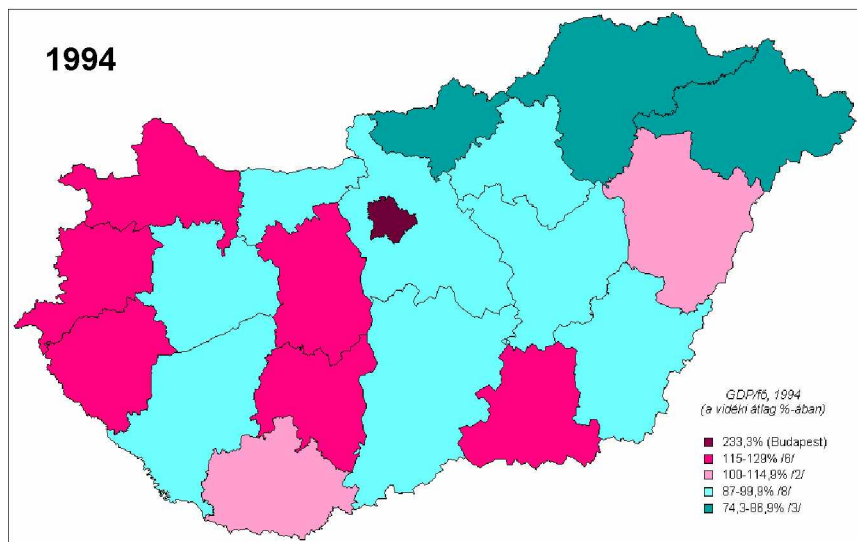
tágra szabott kritériumok ellenére is mindössze 20, a magyar régióbeosztáshoz, és mindössze 14, a hazai megyerendszerhez hasonló berendezkedést találtunk, ami a hazai térfelosztási modell bizonyos unikalitására utal.

eltérés a mai viszonyoktól nem az egyenlőtlenségek területi mintázatában, hanem a mainál jóval kisebb mértékében volt. A legfejlettebb Budapest mellett Komárom-Esztergom, Győr-Moson-Sopron, Veszprém és Fejér megye becsült GDP-je akkoriban is meghaladta a vidéki átlagot, míg a sereghajtó Szabolcs-Szatmár mellett Csongrádot kivéve az összes alföldi, és Baranyát kivéve az összes dél-dunántúli is elmaradt attól. A lényegesebb különbséget a mai helyzethez képest Borsod, Csongrád és Baranya kedvezőbb, illetve Vas és Zala kedvezőtlenebb pozíciója jelenti.

A rendszerváltás utáni átalakulás első, minden mértékadó forrás szerint máig legmeghatározóbb periódusának „végeredményét” az első hivatalos, 1994-re vonatkozó GDP-számítás adatai alapján értékelhetjük (4. ábra). Ebből jól látható az egykori ipari tengely majd egészének – csupán Budapest és Fejér kivétel! – nagyfokú, az átlagot is meghaladó visszaesése. A térkép a nyugati határ szinte azonnali gazdasági előnnyé válásáról – az átlagnál jóval kisebb visszaesésről – tanúskodik, de mutatja a nagy regionális centrumok (Szeged, Debrecen és Pécs) kiterjedt szolgáltató szektorának megyéjük egészének GDP-jére kiható stabilizáló hatását is. Az egyenlőtlenségi mutatók alapján szakaszhatárnak tűnő 2000-es év GDP-egyenlőtlenségeit bemutató térkép már markánsabb regionalizálódást, sőt kifejezett tömbösödést jelez: Közép- és Nyugat-Dunántúl valamennyi megyéjének fajlagos GDP-szintje – korábbi, „szocializmus-béli” „előéletüktől” függetlenül! – a vidéki átlag fölött helyezkedett el ekkor, míg rajtuk kívül csak Budapest, a megyeszékhely legnagyobb népességi súlyának köszönhetően Csongrád, és a változatlan teljesítménnyel üzemelő Paksi Atomerőmű miatt Tolna került csak az átlag fölé. Emellett szembeötlő a vidéki átlagtól is jócskán (több mint egyhatodnyival) elmaradó megyék számának bővülése: a már 1994-ben ebbe a csoportba tartozó Szabolcs, Borsod és Nógrád mellett Békés, Jász-Nagykun-Szolnok és Somogy is ide került.

2005-re a változások mértéke kisebb, ám újra mozaikosabbá vált a kép. Jelzésértékű, hogy nagyban megváltozott az előrelépő, illetve – a vidéki átlaghoz képest – visszaeső megyék köre. A dunántúliak közül csak Komárom-Esztergom jutott előbbre lényegesen, bekerülve ezzel a legfelső kategóriába, de Vas, Veszprém és Tolna visszalépett; a maradék országrészben pedig eltűnt ugyan Csongrád picike előnye, és a legalsó kategóriába esett vissza Bács-Kiskun, ellenben Borsod-Abaúj-Zemplén kikerült e körből. Nagyban csökkent a legfejlettebb megye előnye is. Míg 2000-ben Győr-Moson-Sopron teljesítménye még 70%-kal haladta meg a vidéki átlagot, addig a 2005-ös ranglistavezető Komárom-Esztergom már csak 48%-kal – ezzel szemben Budapest tovább „javított”, és kimutatott GDP-értéke immár a vidéki átlag 2,8-szerese, a sorban utána következő megyének is közel duplája. A másik

4. ábra. Az egy lakosra jutó GDP megyei értékeinek alakulása a mindenkoros vidéki átlaghoz képest 1994-2005. (A kategóriahatárok minden évben azonosak.)
Az adatok forrása: KSH STADAT adatbázis, portal.ksh.hu. 2007. június 10.



szélsőség mindeközben alig változott (69, illetve 66% – 4. ábra). Jelentősebb változást sejtet – a *vidék* fejlettségi térszerkezetében legalábbis – az egyes évek megyei GDP-értékei közötti korrelációs számítás is. Míg a 2000-es, és a 6 évvel korábbi fajlagos GDP-értékek korrelációja 0,88, addig az 5 évvel későbbi adatokkal már csak 0,81 – vagyis az ezredfordulót követően sokkal nagyobb mértékben alakult át a fejlettségi térszerkezet, mint a 90-es évek második felében –; a két szélső év értékei között pedig már csak jó közepes, 0,68 erősségű a kapcsolat.

A folyamatok pontos, részletes értékelése csak az egy lakosra jutó GDP *változási ütemének* adatsorai, azaz az infláció hatását kiszűrő, változatlan áras megyei volumenindexek alapján lehetséges. Furcsa módon azonban ilyen, a területi GDP (és a lakossági jövedelmek) *volumenének* (reálértékének) alakulására vonatkozó számítások és átfogó elemzések ezidáig egyáltalán nem születtek a hazai szakirodalomban. Márpedig a folyóáras adatok elemzésével – még ha azokat relatív, pl. a mindenkori országos átlag százalékában kifejezett – adatként használjuk is, csak a térségek egymáshoz viszonyított, *relatív* helyzetének alakulása deríthető ki, *abszolút* teljesítményük, saját növekedési pályájuk, illetve az egyes térségek növekedési ütemének eltérései nem értékelhetők. Az utóbbi megközelítés legalább annyira fontos, mint az előbbi: nem véletlen, hogy az *országok* gazdasági teljesítményének jellemzésére, illetve más országokéval való összehasonlítására leggyakrabban a GDP növekedési ütemének mérőszámát, a volumenindexet használják.

„GDP-árindexet” ugyan nem közöl a KSH, de a GDP évről évre közreadott *országos* volumenindexei alapján könnyen kiszámíthatók az országos GDP 1994 és 2005 közötti értékei is a 2005. (vagy bármely más) évi árszinten. Az így kapott országos összegeket az eredeti, folyóáras adatok *megyéenkénti arányai* alapján a megyék között szétosztva pedig a GDP esetében is minden évre és minden megyére megkaphatjuk a 2005-ös árszinten számított értékeket.²⁷ Ezeket egymással elosztva pedig az éves megyei növekedési indexek is előállíthatók voltak.

Magyarország egy lakosra jutó GDP-jének volumene 1994 és 2005 között – 11 év alatt – pontosan 58,9%-kal növekedett, ami évenként átlagosan 4,3%-os növekedési ütemet jelent (3. táblázat). Minthogy Budapest növekedése ennél gyorsabb volt (összességében 80,8, éves átlagban 5,6%), a vidéki átlag valamivel kisebb ennél (évi 3,9%). Itt célszerű kiemelni azt is, hogy, bár a kimutatott növekedésben ténylegesen a GDP változása játszotta a döntő szerepet,

²⁷ Az eljárás statisztikai, módszertani szempontból nem teljesen problémamentes, de ennek hatása nem a GDP összesített értékében, hanem egyes (pl. ágazatok, szektorok szerinti) összetevőinek számított volumen-adataiban mutatkozik csak meg, s mértéke – különösen a területi GDP becsült jellegeből, és a GDP-számítás folyamatosan változó módszertanából eredő bizonytalanságokkal, vagy a fogyasztói árindexek képzésének korlátaiból eredő hibákkal összevetve – ezekben az esetekben is bízvást a még „tolerálható” határokon belül marad.

nem elhanyagolható a lakosság csökkenéséből eredő változás hatása sem. Ennek súlya országosan 8%, ám Budapest esetében a 81%-os növekményből 17 százalékpont ezzel magyarázható; Pest megye esetében viszont a 20%-ot meghaladó lakosságnövekedés jelentősen mérsékelte a növekedés kimutatott ütemét.

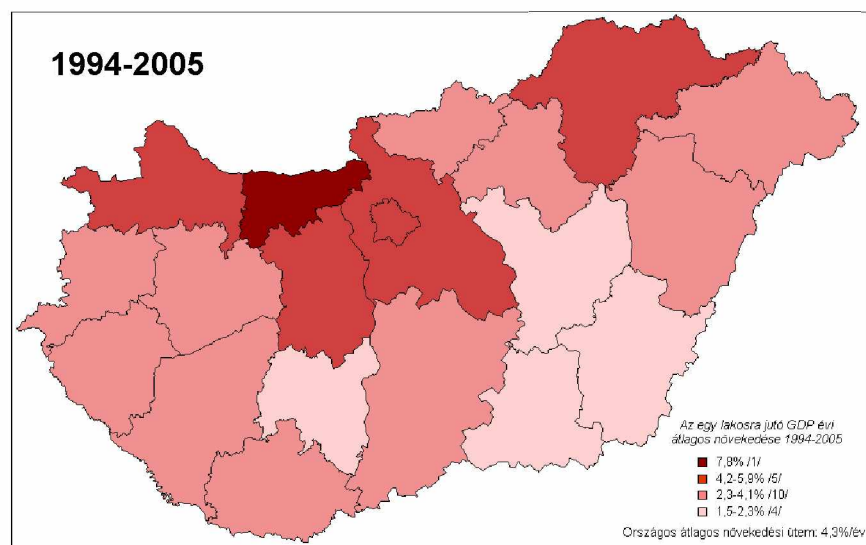
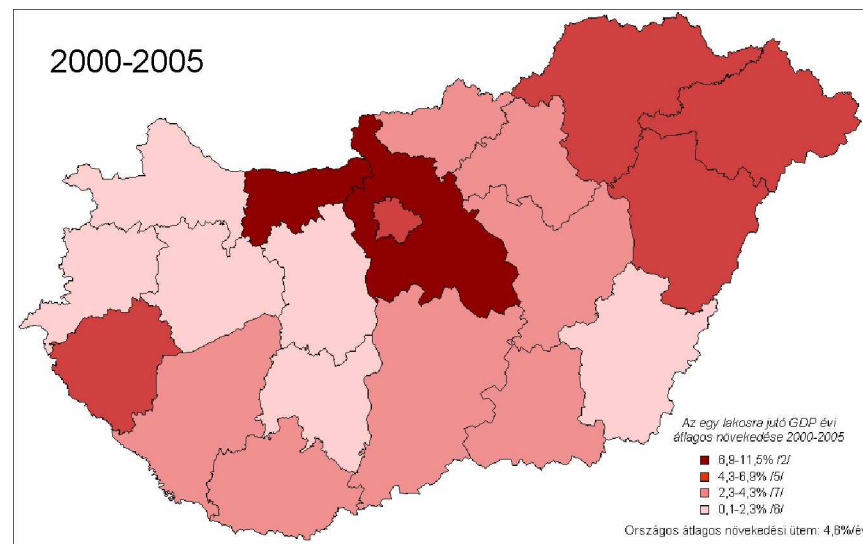
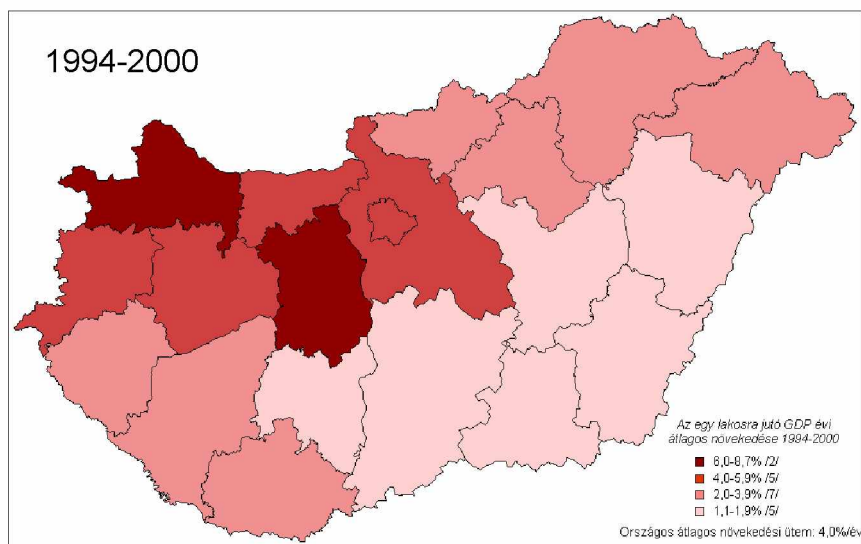
Az országos, illetve vidéki növekedési ütem évről évre meglehetősen stabilnak mutatkozott: az 1995-ös és '96-os, 2% alatti értékektől eltekintve rendre 4,4 és 5,8% között mozgott. Nem így a megyei indexek. Ezek a megyék többségében rendkívül hektikusan alakultak, sőt – az országos átlagban megszakítatlan, erőteljes GDP-növekedés ellenére – 18 megyében legalább egy évben előfordult negatív növekedés, azaz kisebb *visszaesés* is az előző évhez képest. Ez arra utal, hogy a megyék többségének gazdasági fejlődését néhány ágazat, illetve nagyobb vállalat teljesítménye határozza meg, így az nagymértékben függ véletlenszerűen alakuló konjunkturális hatásoktól. Egy-egy nagyobb beruházás termelésbe állása például egy egész megye GDP-jét jelentősebben növelheti egyik évről a másikra, ugyanakkor a főbb exportpiacok beszűkülése miatti termelésvisszafozás, vagy egy-egy vállalatbezárás is a megyei GDP stagnálásához-csökkenéséhez vezet: a regionális gazdaságok többsége tehát meglehetősen rugalmatlan, növekedésük pedig sebezhető. Jól mutatja ezt – az e téren „rekorder” – Fejér megye fajlagos GDP-jének 2000-ről 2001-re történő 8,6%-os visszaesése, döntően az IBM kivonulása miatt; vagy Tolna esete, ahol a paksi atomerőmű 2-es blokkjának balesetét követő leállítása (bár az az év közepén történt) 2002-ről 2003-ra 5%-os GDP-csökkenést okozott. Egy-egy évben azonban az ír és kínai „léptéket” meghaladó, 10-20%-os növekedések is előfordulnak, és szerencsére ezek a gyakoribbak (Dusek 2005). Kiemelhető Komárom-Esztergom 2003-as 21,1%-os, vagy Fejér 1997-es 18,6%-os növekedése, de a megyék felében volt legalább egy alkalommal 10%-ot meghaladó növekedés, s csak Békésben és Csongrádban nem fordult elő egyszer sem 7%-nál nagyobb ütem. Minden évben növekvő volumenű fajlagos GDP-t azonban csak a legtöbb „lábon” álló gazdasággal rendelkező Budapest, valamint a teljes időszak növekedésének éllovasa, Komárom-Esztergom produkált. Így a növekedési ütemek szórása sokkal magasabb, mint az országos GDP-é: a kiegyenlítettebb ütem a lassan fejlődő megyéket jellemzi (Békés 1,7, Csongrád 1,8%), a legnagyobb, 5% fölötti ingadozást pedig az időszakban összességében legjobban növekedő Észak-Dunántúlon (Fejér, Győr-Moson-Sopron, Komárom-Esztergom, Vas), illetve Pest megyében tapasztalhatunk.

Az egymást követő évek növekedési ütemei közötti korrelációk nem túl magasak. A 2000 előtti, illetve az azt követő évek átlagos növekedését összehasonlítva azonban jelzésértékű, hogy a kapcsolat iránya negatív ($r = -0,2$). 2000 után tehát inkább azok a megyék

növekedtek gyorsabban, amelyek az előző szakaszban az átlagosnál kisebb fejlődési ütemet mutattak, és fordítva. A GDP adott évi *szintje* és az éves változás *üteme* közötti kapcsolat pedig, amely 2000 előtt minden évben, akár országos viszonylatban, akár csak a vidéki megyéket tekintve *pozitív* előjelű volt – évről évre a fejlettebb megyék növelték tehát tovább előnyüket. –, az ezredforduló után ötből három évben is *negatív* előjelű, ami az elmaradottabb megyék közeledésére utal. Még tisztábban mutatkozik e kép a két időszak *átlagos* növekedési ütemeit vizsgálva. Míg ugyanis az 1994 és 2000 közötti növekedés üteme közepes erejű pozitív korrelációban volt az időszak kezdetének fejlettségi szintjével – Budapesttel együtt +0,41, csak a vidéki megyéket tekintve +0,53 a korrelációs együtttható értéke – addig a 2000 és 2005 közötti növekedés összességében negatív kapcsolatban van az ezredforduló fejlettségi viszonyaival. A nivellálódási trend, Budapest továbbra is az átlagost meghaladó ütemű fejlődésének köszönhetően országosan ugyan alig érzékelhető ($r = -0,09$), ám a vidéki megyéket tekintve kétségbevonhatatlan ($r = -0,42$). Az a szakaszhatár tehát, amit az ezredforduló körül a koncentrációs mutatók (a *szigma*-konvergencia) vizsgálata halványan már jelzett, e megközelítésben – a *béta*-konvergenciát vizsgálva – egyértelműbbnek mutatkozik: az ezredforduló táján trendfordulat következett be a területi jövedelemegyenlőtlenségekben, és az addigi erőteljes polarizációt – bár gyengébb ütemű – kiegyenlítődéssé váltotta föl.

A két szakasz növekedési ütemeit térképen ábrázolva e változás főszereplői is azonosíthatók (5. ábra, 3. táblázat). 1994 és 2000 között igen markáns regionalitás jellemezte az egy lakosra jutó bruttó hazai termék növekedését: a 3,7%-os vidéki átlagnál gyorsabban mindössze 6 megye (Győr-Moson-Sopron, Vas, Veszprém, Komárom-Esztergom, Fejér, Pest) és Budapest gazdasága növekedett, amelyek egyetlen összefüggő térséget alkottak az ország északnyugati sávjában. (Ezen belül is kiugróan, évi 8-9%-kal növelte fajlagos GDP-jét Győr-Moson-Sopron és Fejér megye.) E tömbtől keletre, illetve délre az országos növekedési ütem mintegy felét produkáló, egybefüggő megyecsoporthoz sorakozott. Az ország délkeleti részén tömörülő, Szabolcs kivételével az összes alföldi megyét, valamint Tolnát magában foglaló hat megyés térség növekedése viszont évente mindössze 1-2% volt, ami – különösen, ha eltekintünk ennek a lakosságszám csökkenéséből adódó részétől – szinte stagnálásként értékelhető. Le kell szögezni azonban, hogy – bár a növekedési ütemek megyék közötti rangsora alapvetően hasonlított az egy főre jutó GDP rangsorához – az egyezés ekkor sem volt teljes: nem Budapest GDP-je nőtt a legjobban, és nem a GDP-rangsor végén levő megyék növekedése volt a leglassabb. Sőt, a mezőny második felében inkább némi kiegyenlítődéssé

5. ábra. Az egy lakosra jutó GDP volumenének évi átlagos növekedési indexei az 1994-2005-es időszak két szakaszában a megyékben.
(A kategóriahatárok minden évben azonosak.) Az adatok forrása: KSH STADAT adatbázis, portal.ksh.hu. 2007. június 10.



történt, a differenciálódás növekedését döntő részben az északnyugat-dunántúli megyék kiemelkedő dinamikája okozta.

2000 után az ország gazdasági növekedése számszerűen alig változott (enyhén erősödött), azonban térbeli struktúrája alapvetően átalakult. Hirtelen a korábbi éllovasok váltak ugyanis a növekedés sereghajtóivá: Győr-Moson-Sopron az országos rangsor 1. helyéről a 18.-ra, Fejér a 2.-ról a 20.-ra, Vas a 3.-ról a 19.-re, Veszprém a 6.-ról a 15.-re került, döntően a korábbi ipari dinamika (Kiss 1998) kifulladásának, s egyes multinacionális cégek kivonulásának köszönhetően (3. táblázat). A legfontosabb kivételt Komárom-Esztergom jelenti, amely nemhogy megőrizte, hanem duplájára, évi átlagban is 11,5%-ra (!) emelte növekedési ütemét. Így 2005-re az ipari termelésben, valamint ennek köszönhetően az egy lakosra jutó GDP vidéki rangsorában is – mintegy 20 év szünet után – újra az élre került. Rajta kívül Pest megye is növelte addig is magas fejlődési ütemét, s a főváros előnyös helyzete szintén megmaradt. Ám az őket követő, még mindig az átlagot meghaladó növekedést produkáló csoport már a rendszerváltás talán legnagyobb veszteseinek, Északkelet-Magyarországnak a megyéiből (Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Szabolcs-Szatmár-Bereg) áll, és javított korábbi helyzetén az Alföld valamennyi megyéje, valamint Zala is.

Az időszak növekedésének összesített mérlegét azonban egyelőre még inkább a 2000 előtti periódus határozza meg: Közép-Magyarország és Észak-Dunántúl megyéi közé az „újonnan nekilendülők” közül csak Borsod-Abaúj-Zemplénnek sikerült csatlakoznia. Érdemes azonban megemlékezni az egész 11 éves periódus legstabilabban, mindkét szakaszban a vidéki átlagot kissé meghaladóan növekvő, ám a vonatkozó szakirodalomban mégis méltatlanul kevés figyelmet kapó megyéjéről, Hevesről is. A hevesi növekedés mögött több tényező kedvező hatását kell keresnünk: közel fekszik Budapesthez, nyugati széle gyakorlatilag a fővárosi agglomeráció peremével ér egybe, elérhetősége az M3-as autópályának köszönhetően közúton (de vasúton is) jó, a megyeszékhely mellett Hatvan és Gyöngyös is kedvező helyzetű középvárosnak tekinthető, és ipari hagyományaira alapozva gazdaságában domináns szereppel bír néhány stabil piaccal rendelkező ágazat (energiaszektor, építőanyag-ipar, élelmiszer- és dohányipar, gépgyártás) zömmel külföldiek által tulajdonolt, korszerű termelőegysége. Mindezeknek köszönhetően a megye középső sávja – a szomszédos Jászsággal együtt – tulajdonképpen csatlakozik az intenzívebben növekedő északnyugat- és közép-magyarországi zónához. Mindezek a tényezők, Borsod-Abaúj-Zemplén dinamikájával kiegészülve arra utalnak, hogy az egykori ipari tengely keleti felének megyéi – s ezen belül különösen az egykori vásárvonal városai Hatvantól

3. táblázat. Az egy lakosra jutó GDP volumenének évi átlagos növekedési ütemei az 1994-2005-ös időszak két periódusában (kiemelve a vidéki átlagnál magasabb értékek). Az utolsó oszlop a nyers, nem lakosságra vetített növekedést mutatja. Adatforrás: KSH STADAT adatbázis, portal.ksh.hu, 2007. június 10.

MEGYE	1994-2000	2000-2005	1994-2005	GDP 1994-2005
Komárom-E.	4,75%	11,46%	7,75%	7,65%
Pest	4,54%	7,47%	5,86%	7,29%
Budapest	5,22%	6,09%	5,61%	4,44%
Győr-M.-S.	8,73%	0,75%	5,03%	5,12%
Borsod-A.-Z.	2,92%	6,08%	4,35%	3,71%
Fejér	7,70%	0,15%	4,20%	4,19%
Heves	3,71%	4,18%	3,92%	3,50%
Veszprém	5,02%	2,15%	3,71%	3,25%
Zala	2,40%	4,85%	3,51%	2,97%
Vas	5,82%	0,72%	3,47%	3,04%
Szabolcs-Sz.-B.	2,24%	4,44%	3,23%	2,98%
Hajdú-Bihar	1,58%	5,08%	3,15%	2,91%
Baranya	2,36%	3,70%	2,97%	2,45%
Somogy	2,17%	3,70%	2,86%	2,38%
Bács-Kiskun	1,82%	3,99%	2,80%	2,46%
Nógrád	2,16%	3,05%	2,56%	1,93%
Csongrád	1,83%	2,73%	2,24%	1,80%
Jász-N.-Sz.	1,40%	2,92%	2,09%	1,50%
Békés	1,14%	2,07%	1,56%	0,83%
Tolna	1,94%	1,03%	1,53%	0,96%
Ország	4,01%	4,64%	4,30%	3,95%
Vidék	3,67%	4,08%	3,86%	3,69%
Szórás (20 megye)	2,10%	2,59%	1,50%	1,76%

4. táblázat. Megyéink egy lakosra jutó GDP-jének alakulása (PPS-ben számítva) az EU-25 átlagának %-ában 1995-2004. (Adatforrás: EUROSTAT "Regio" adatbázis, epp.eurostat.ec.europa.eu 2007 jún.)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Változás (konvergencia) 1995-2004	
											Különb- ség (σ)	Arány -100% (β)
Komárom-E.	42,7	44,0	43,2	43,1	43,0	n. a.	51,9	53,9	63,6	68,9	26,2	61,4
Pest	35,9	35,9	39,0	39,8	41,9	n. a.	48,9	51,2	53,2	54,6	18,7	52,1
Budapest	89,3	91,3	94,0	95,6	99,4	n. a.	112,4	122,8	122,0	126,0	36,7	41,1
Győr-M.-S.	53,6	54,4	54,9	61,9	68,1	n. a.	68,1	69,1	71,5	70,9	17,3	32,3
Zala	45,3	45,9	45,8	46,4	46,7	n. a.	48,3	50,4	55,4	55,9	10,6	23,3
Fejér	48,9	50,9	58,8	63,5	59,2	n. a.	58,0	54,7	56,4	60,2	11,3	23,1
Heves	36,7	36,3	36,2	37,4	37,6	n. a.	41,8	42,7	43,7	45,0	8,3	22,6
Hajdú-Bihar	38,3	38,5	38,3	38,8	37,3	n. a.	41,2	42,6	45,2	46,7	8,4	22,0
Vas	52,6	53,9	57,3	59,8	61,3	n. a.	56,8	57,5	62,9	61,9	9,3	17,7
Baranya	39,3	38,2	40,1	40,3	40,7	n. a.	41,1	43,3	44,4	45,6	6,3	16,0
Veszprém	41,6	39,8	40,3	41,3	41,9	n. a.	47,3	45,7	47,0	48,2	6,6	15,8
Szabolcs-Sz.-B.	30,0	29,1	29,0	29,2	28,5	n. a.	31,6	31,5	33,1	34,4	4,4	14,5
Nógrád	29,3	28,1	26,5	29,1	28,5	n. a.	31,4	31,7	32,2	33,2	3,9	13,3
Somogy	37,6	36,8	35,2	35,3	35,8	n. a.	39,0	39,4	40,6	42,0	4,4	11,8
Borsod-A.-Z.	37,5	34,8	34,9	35,5	35,0	n. a.	35,5	36,2	37,4	41,2	3,7	9,8
Bács-Kiskun	38,9	37,2	36,7	36,7	36,4	n. a.	38,2	39,4	39,3	41,9	3,0	7,8
Jász-N.-Sz.	38,2	37,2	37,7	37,0	35,1	n. a.	39,3	39,3	39,1	39,7	1,5	4,0
Csongrád	46,1	45,7	45,1	45,8	45,0	n. a.	44,5	44,8	45,6	47,5	1,4	3,0
Békés	38,6	37,6	36,0	35,5	35,5	n. a.	36,2	36,1	36,0	37,5	-1,1	-2,8
Tolna	45,5	44,6	42,2	44,3	46,5	n. a.	44,5	45,6	42,0	43,3	-2,2	-4,9
Magyarország	49,3	49,2	50,2	51,3	52,1	52,8	55,8	58,1	59,3	61,4	12,1	24,6

Sátoraljaújhelyig – mára nagyjából kiheverték a rendszerváltás sokkját, így a ma a vidéki átlagtól elmaradó térségek közül ezek azok, amelyek a közeli jövőben leginkább képesek lehetnek a felzárkózásra.

A gazdasági növekedés mindazonáltal az elmúlt időszak enyhe kiegyenlítődése ellenére továbbra is térben koncentrálnak mondható. 1994 és 2000 között az ország GDP-növekménye – az elosztható javak bővülése – 37%-ban Budapestről származott, ahol a lakosság alig 17-18%-a élt; a szintén ekkora népességi súlyú 5 észak-dunántúli megye (Győr, Vas, Veszprém, Komárom, Fejér) pedig a növekedés harmadát adta, s a „maradék” 30% volt csak a lakosság 65%-át tömörítő többi térségé. 2000 után Budapest és Pest megye volt a bővülés 60%-ának forrása, amihez Komárom-Esztergom 8, Borsod további 6%-kal járult hozzá, s a növekmény alig negyede származott a többi, 60%-os népességi súlyú megyéből.

Végezetül érdemes áttekinteni az elmúlt időszak gazdasági növekedési különbségeit egy másik, szintén releváns aspektusból is: hogyan értékelhető megyéink gazdasági növekedése *nemzetközi összehasonlításban*? A legkézenfekvőbb az Európai Unió országainak átlagával való összevetés (Nagy 2007, 4. táblázat). Nos, az adatok tanúsága szerint nemcsak az ország egésze zárkózott föl jelentősen egy évtized alatt az EU 2006 január elseje előtti 25 tagállamának átlagához, hanem eltérő mértékben bár, de Békés és Tolna kivételével valamennyi megyénk. A felzárkózás arányait illetően a sorrend természetesen a növekedési rangsorral azonos, azaz *önmagához képest* Komárom és Pest megye pozíciója változott a legjobban, ám az *uniós átlaghoz* viszonyítva Budapest helyzete javult leginkább (olyannyira, hogy a főváros 1999 óta immár „divergál” attól). Az utóbbi összevetésben csak ezután következik Komárom, majd szinte azonos mértékű javulással Pest és Győr-Moson-Sopron, illetve, az országos ütemet megközelítve még Fejér és Zala, azaz ebben az összevetésben is az északnyugati és középső országrész előnye figyelhető meg.

Úgy vélem azonban, hogy az ezredfordulót követő időszak területi gazdasági folyamatainak legfontosabb jellemzője mégis az, hogy a 90-es évek területi széttagolódása megállt, és ha kifejezett szigma-konvergencia nem is következett be, ám, különösen a 19 megye viszonylatában egyértelmű béta-konvergencia – az elmaradottabb megyék gyorsabb ütemű növekedése – mutatható ki Magyarországon. Ezek után annál izgalmasabb a kérdés, hogy vajon a lakossági jövedelmek alakulása is hasonló területi átrendeződésre utal-e, azaz általánosnak tekinthető trend-e az ezredforduló utáni jövedelmi nivellálódás.

2.2.3. *Jól mér-e a területi GDP? Egy lehetséges korrekció: az ingázás hatásának figyelembevétele*

Amint arra a 2.1 fejezetben utaltam már, a hivatalosan közzétett regionális GDP-adatokat több elvi és adatfelvételi sajátosság befolyásolja, illetve torzítja. Ezek ismeretében is kételyeket ébreszthet azonban a szemlélőben a GDP-rangsor néhány adata. Leginkább is Budapest kiugrásának *mértéke* ilyen: valóban több mint *két és félszer* akkora a főváros „fejlettsége”, mint a vidéki átlag? Valóban *négyszer* akkora itt az egy lakosra jutó hozzáadott érték, mint a ranglista utolsó helyén álló Nógrádban? Erősítheti kételyeinket az is, hogy az adóköteles személyi jövedelmeket tekintve a különbség *jóval* kisebb: Budapest előnye a vidéki átlagnak csak másfélszerese, a legrosszabb helyzetű megyét is csak jó kétszeresen múlja felül.

A különbségnek természetesen nagyobbbrészt reális okai vannak. Ezek közül a legfontosabbakra – a lakossági jövedelmek különbségeit mérséklő állami redisztribúcióra, illetve a termelésnek a lakosság térbeli elhelyezkedéséhez képest szükségképpen nagyobb koncentrációjára – már utaltam. A jövedelemtermelés városi koncentrációjához hozzájárul az a településföldrajzi, egyszersmind regionális gazdaságtani összefüggés, hogy a legmagasabb hozzáadott értékű, tőkekoncentráló ágazatok – az ipari kapitalizmusban a nagyipar, a „posztmodern” világban a szolgáltató tevékenységek (pénzügyi szféra, üzleti szolgáltatások, K+F) – e központi helyekre települve találják meg a legnagyobb, illetve legjobban elérhető, azaz „optimális” piacot.

A fajlagos GDP statisztikai értelmezésének már említett sajátossága – az, hogy a GDP-t a termelés helye szerint veszik számba, ám ezt a lakóhelyek térbeli eloszlását mutató lakosságszámmal osztják el – egy további hatással is erősíti a nagyvárosi régiók előnyét, különösen azokban az esetekben, amikor a vizsgált terület egységei határát átlépő *ingázásban* jelentős számú dolgozó érintett, és az ellentétes irányú ingavándor-forgalom mértéke nagymértékben eltér egymástól. Hogy ez a gyakorlat célszerű-e, az a vizsgálati céltól függ. Amennyiben a fajlagos GDP-t tisztán gazdasági mutatóként, egy adott terület *gazdasági* potenciáljának mérőszámaként tekintjük, s egy adott *térség* relatív gazdasági súlyát szeretnénk vele érzékeltetni, ez az értelmezés a hasznos, hiszen a GDP nevében is szereplő „hazai” jelző által támasztott kritériumnak egyértelműen ez felel meg. Amennyiben azonban *társadalmi* jelzőszámként, az értéket termelő *emberek* közötti területi egyenlőtlenségek mértékét szeretnénk jellemezni vele – márpedig a területi kutatásban és a területfejlesztésben túlnyomórészt ez a helyzet –, akkor ez az értelmezés egyértelműen torzítást jelent. A probléma jelentőségét mutatja, hogy az Eurostat hivatalos tájékoztatója is ezt az egyet emeli

ki a regionális GDP-adatok közzétételekor: „Néhány régióban a GDP/fő adatokat lényegesen befolyásolja az ingavándor-forgalom. A nettó ingázó-beáramlás ezekben a régiókban egy olyan résszel növeli a termelést, ami nem az ott lakó népességtől származik. Ennek eredményeképpen a GDP/fő értékek túlbecsültek ezekben a régiókban és alulbecsültek azokban, amelyek nettó ingázó-kibocsátók.” (Eurostat News Release, 63/2006. 1. old.)

Az ingázás hatása kivételes esetekben az országos GDP/fő adatokat is nagymértékben befolyásolja. Kuvait GDP-jét például nagyjából nem-kuvaitiak (vendégmunkások, nem-rezidensek) állítják elő, sőt azt is kizárólag a GDP/fő számításának e sajátossága okozza, hogy az Európai Unióban Luxemburg áll az országok rangsorának élén: Luxemburgban ugyanis különlegesen nagy a vendégmunkások száma, aránya. A regionális becslésekben a probléma jelentősége fokozódik. Ez a tény is jócskán szerepet játszik például abban, hogy a lényegében egyetlen nagyvárosból álló NUTS-2 régiók állnak az EU fajlagos GDP-rangsorának elején (a 10 legmagasabb GDP/fő értékű régióból legalább 6 volt ilyen 2003-ban).

A megyei GDP-számítás eredményeit tekintve Magyarország esetében is jelentős ez a probléma. Könnyen belátható, hogy a Pest megyéből beingázók munkája is hozzájárul ahhoz, hogy Budapest előnye jóval nagyobb a fajlagos GDP, mint a fajlagos jövedelem alapján. S ugyancsak komoly szerepet játszik e statisztikai, számbavételi tényező abban, hogy Pest megye kimutatott egy lakosra eső GDP-értéke elmarad az országos átlagtól (2004-ben például 11%-kal), miközben az adóköteles jövedelmek színvonala – 2004-ben épp 6%-kal – meghaladta azt. Végül, a kistérségek esetében pedig már olyan gyakran előfordul eset a nagy volumenű, a térséghatárokat átlépő ingázás, ami önmagában is komoly kételyeket támaszt az ilyen alacsony területi szintű GDP-számítás célszerűségével kapcsolatban. Ez az egyik fő oka annak, hogy nemzetközi viszonylatban is csak ritkán számítanak GDP-t a NUTS-III. szintnél kisebb területi egységekre. Magyarországon – az ECOSTAT (2002) csupán a vállalatok hozzáadott értékére kiterjedő kistérségi számításaitól, valamint a különböző „helyettesítő” mutatók alapján történő térségi szintű GDP-számításoktól (pl. GKI 2004, Lócsei–Németh 2006) eltekintve – teljes körű, az ország egészére kiterjedő analitikus kistérségi GDP-becslést csak én készítettem (Kiss 2003).

A probléma nemcsak a keresztmetszeti vizsgálatokban, hanem az idősoros elemzéseknél is jelentkezik. Budapestről ugyanis 1994 és 2005 között több mint 200 ezer, nagyjából közepes vagy magas jövedelmű ember költözött Pest megyébe (az ellenkező irányú vándorlás ennek kevesebb mint harmadát tette ki). A főváros agglomerációjába kiköltözők többsége ugyanakkor megtartotta budapesti munkahelyét – így munkájával továbbra is Budapest GDP-jéhez járul hozzá, miközben jövedelmüket immár Pest megyénél

számolják el. Budapestnek az előző fejezetben bemutatott növekedési indexe tehát valójában kissé erőteljesebbnek láttatja a főváros helyzetének javulását a ténylegesnél. Ennek ellentétjeként a növekedési rangsorban harmadik helyezett Pest megye gazdasági fejlődése valójában a kimutatottnál is intenzívebb, az élen álló Komárom-Esztergomot közelítő mértékű lehetett.

De vajon *mekkora* is ez a hatás, s főképp mekkora szerepet játszik a hivatalosan kimutatott GDP-egyenlőtlenségekben? Lényegesen más területi egyenlőtlenségi térképet kapnánk-e akkor, ha az országos GDP-t is előállítóinak lakóhelye alapján dezaggregálná a KSH? E fontos kérdésekre teljesen egzakt válasz nem adható, de pontos ingázási adatok birtokában elég jól becsülhető az ilyen módon értelmezett GDP megyénkénti nagysága.

Sajnos az ingázásra vonatkozó pontos adatok csak a tízévenkénti népszámlálásokból, továbbá – a számunkra ez esetben elégséges megyei szinten – a mikrocenzusok révén kerülnek forgalomba. Minthogy azonban okkal feltételezhetjük, hogy az ingázás mértékének és irányainak évenkénti változása megyei szinten meglehetősen csekély, ezért a legközelebbi census adatai elégséges pontosságúak. Ez esetben a 2004. évi GDP korrigálását a 2001-es népszámlálás ingázási adataiból kiindulva végeztem el. A számítás kiindulópontja egy pontos, megyei szintű (20*20-as) ingázási mátrix előállítása volt, amelynek celláiban az egyes megyékből más megyékbe (pl. Fejérből Budapestre, Fejérből Baranyába) ingázók abszolút száma szerepel.²⁸ Sajnos az ingázás irányára vonatkozóan ilyen részletességű adatokat sem közölnek a 2001-es népszámlálás kiadványai: csak a „szomszéd”, illetve „távoli” megye megkülönböztetést tartalmazzák; s csak a megyei jogú városokra közlik a bejárók településenkénti megoszlását is. Az egyetlen lehetőséget egy, az EUROSTAT számára készített, kizárólag a 2001-es népszámlálás honlapjának egy eldugott helyén (www.nepszamlalas2001.hu/hun/egyeb/eurostat/tables/tabhun/load3_10_1.html) publikált adattábla jelenti: ez ugyanis minden településre vonatkozóan közli az onnan eljárók 30 leggyakoribb célpontját (az ingázói létszámokkal együtt). E 3135*30-as táblázat celláit 20*20-as megyei mátrixszá összegezve a konkrét településre²⁹ eljáró 914 ezer munkavállaló 97,6%-ának (ezen belül a 279 ezer megyehatárt átlépő ingázó 96%-ának) célpontjait sikerült beazonosítani. A „hiányokat” pedig becsléssel osztottam szét a megyei mátrix cellái között,

²⁸ Sajnos a KSH csak a napi ingázókat méri fel a népszámlálás során, pedig a hosszabb periódusú ingázás sem számolódott fel teljesen Magyarországon – az új nyugat-dunántúli gépipari üzemek némelyikében például az 1/3-os arányt is eléri a Dunától Keletre lakó dolgozók száma –, de ennek kihatása összességében nem jelentős.

²⁹ A 2001-es népszámlálásban a korábbiakhoz képest új kategóriaként szerepelt a (pl. sofőrként, ügynökként) „változó településre” illetve a „külföldre” ingázás lehetősége is – az előbbi csoportokba tartozó 182 ezer embert lakóhelyén dolgozóként vettem számításba a vizsgálat során.

úgy, hogy végeredményben minden megyében megegyezzen a KSH által összesítve közölt, illetve az általam 20-20 részre bontott „más megyéből bejárók” száma.

Ezután következett az ingázók által előállított GDP-érték kalkulálása. Itt tekintettel kellett lenni arra, hogy az ingázási hatás csak a *munkahelyeken* előállított GDP számbavételi helyét befolyásolja. Így az A megyében dolgozó, de B-ből bejáró ember a lakóhelyén, azaz háztartásában is értéket termelhet (pl. a munkaidő utáni mezőgazdasági kistermelés, vagy egész egyszerűen saját lakása használata³⁰ által): az ilyen foglalkozó ember munkájának egyik része A, másik része B megye GDP-jét gyarapítja a hivatalos GDP-kimutatásokban. Így tehát csak a „nem-háztartási” szektorok – a vállalatok, az államháztartás és a nonprofit szféra – GDP-jét kellett módosítani. Ennek során előbb kiszámítottam az egy, az adott megyében dolgozó munkavállalóra jutó nem-háztartási GDP összegét, azaz tulajdonképpen az élőmunka termelékenységének mutatóját. Majd minden megye GDP-jéből levontam az oda más megyéből bejáró dolgozókra jutó nem-háztartási GDP összegét, és szétosztottam e dolgozók lakóhelyének megyéi között, természetesen a dolgozói létszámból következő arányoknak megfelelően. A számítás sajnos nem lehet teljesen egzakt: nem tudhatjuk ugyanis, hogy vajon a megyehatárt átlépő dolgozók munkatermelékenysége lakóhelyük, vagy munkahelyük megyéjének átlagértékére hasonlít-e inkább (avagy netán egyikre sem): márpedig nagyon nem mindegy, hogy pl. a Nógrádból Budapestre bejárók esetében Budapest, vagy Nógrád átlagos termelékenységével számítjuk-e ki az ingázók miatt Budapesttől Nógrád megyéhez átcsoportosítandó GDP-tömeget. Az ebből eredő bizonytalanságot csökkentendő mindkét módon kiszámítottam az új, „korrigált” GDP-értékeket, és a két adat *átlagát* tekintettem végeredménynek. Az így kapott GDP-volumen országos összegében egyetlen forinttal sem tér el a hivatalos adattól, csak megyei értékei mások; ezeket elosztva a lakosság számokkal kaptam meg az *egy lakosra* jutó GDP *korrigált* adatát.

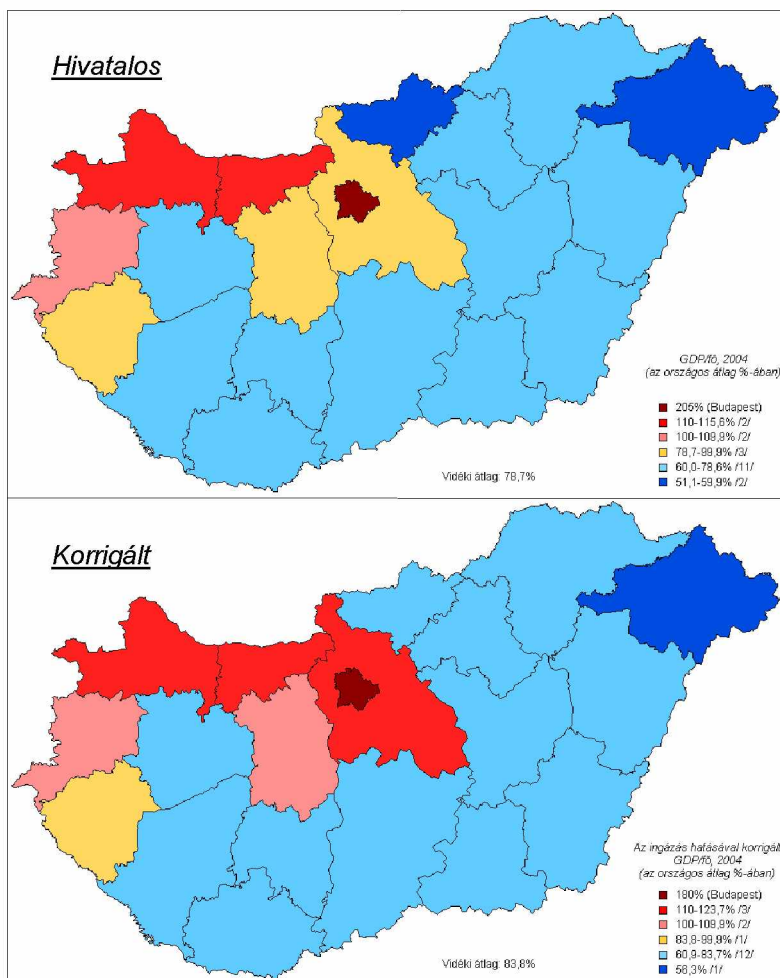
Az eredmények szerint a korrekció a fejlettségi térszerkezet legalapvetőbb vonásait nem változtatja meg, vagyis kijelenthető: a hivatalos GDP területi eltéréseit alapvetően a reálfolyamatok határozzák meg, a statisztikai számbavétel sajátosságai mindent egybevéve nem jelentősek; így a mutató valóban alkalmas a *társadalmi* egyenlőtlenségek jellemzésére is. A kapott értékek (5. táblázat, 6. ábra) igazából csak az ország centrumában térnek el lényegesen a hivatalos adatoktól. Ez nem is meglepő, hiszen a 279 ezer, megyehatárt átlépő ingázó közül 175 ezer Budapestre járt dolgozni 2001-ben: a fővárosban dolgozóknak tehát 20%-a volt nem budapesti (ezen belül 16% Pest megyei) lakos. Jelentős volumenű még a Pest

³⁰ A saját lakás használata által „keletkezett” GDP a háztartási „szektor” GDP-jének legjelentősebb része, a magyar GDP 5-6%-át teszi ki.

5. táblázat. A hivatalos, és az ingázás hatásával korrigált egy lakosra jutó GDP, valamint a bruttó személyi jövedelem értékei 2004-ben, az országos, illetve a vidéki átlag százalékában kifejezve

MEGYE	Hivatalos GDP/fő	Korrigált GDP/fő	Bruttó személyi jöv./fő	Hivatalos GDP/fő	Korrigált GDP/fő	Bruttó személyi jöv./fő	A korrigált GDP/fő a hivatalos érték %-ában
	az országos átlaghoz képest			a vidéki átlaghoz képest			
Budapest	205,3%	180,1%	151,8%	260,9%	214,9%	169,2%	87,7%
Komárom-E.	112,3%	123,7%	107,1%	142,7%	147,6%	119,4%	110,2%
Pest	89,0%	118,4%	105,6%	113,1%	141,3%	117,8%	132,9%
Győr-M.-S.	115,6%	113,9%	110,0%	146,9%	135,9%	122,6%	98,5%
Fejér	98,1%	101,2%	110,9%	124,6%	120,8%	123,6%	103,2%
Vas	100,9%	100,0%	109,4%	128,2%	119,3%	122,0%	99,1%
Zala	91,0%	90,5%	96,9%	115,7%	108,0%	108,0%	99,5%
Veszprém	78,4%	81,3%	100,0%	99,7%	97,0%	111,5%	103,6%
Csongrád	77,3%	77,1%	87,9%	98,3%	92,0%	97,9%	99,7%
Heves	73,3%	77,0%	90,0%	93,2%	91,9%	100,3%	105,0%
Hajdú-Bihar	76,1%	76,7%	79,8%	96,7%	91,5%	88,9%	100,8%
Baranya	74,2%	74,6%	85,8%	94,3%	89,0%	95,6%	100,5%
Tolna	70,5%	72,2%	86,9%	89,5%	86,1%	96,8%	102,4%
Bács-Kiskun	68,3%	68,7%	77,0%	86,8%	82,0%	85,9%	100,7%
Somogy	68,5%	68,5%	78,0%	87,1%	81,7%	86,9%	99,9%
Borsod-A.-Z.	67,1%	67,6%	77,8%	85,2%	80,6%	86,8%	100,8%
Jász-N.-Sz.	64,7%	65,6%	81,3%	82,3%	78,3%	90,7%	101,4%
Békés	61,1%	61,5%	76,5%	77,6%	73,5%	85,2%	100,8%
Nógrád	54,1%	60,7%	82,6%	68,8%	72,4%	92,1%	112,0%
Szabolcs-Sz.-B.	56,0%	56,3%	66,4%	71,1%	67,2%	74,0%	100,7%
Ország	100,0%	100,0%	100,0%	127,1%	119,3%	111,5%	100,0%
Vidék	78,7%	83,8%	89,7%	100,0%	100,0%	100,0%	106,5%
Hoover-index (20 megye)	18,8%	16,9%	10,6%	18,8%	16,9%	10,6%	
Korrel. a személyi jöv.-mel	94,0%	95,6%	100,0%	94,0%	95,6%	100,0%	

6. ábra. A hivatalos, illetve a korrigált megyei GDP/fő értékek az országos átlag %-ában, 2004.



megyébe történő beengázás is – összesen 40 ezer fő, amiből mintegy 24 ezer a Budapestről érkezők száma. Meglepően nagy, 14 ezer volt a Fejér megyébe ingázók száma is, amely ezzel a rangsor harmadik helyén áll; a többi megyében 1,5 és 6 ezer közötti ez a szám. Ugyanez a három megye vezeti az elingázás rangsorát is: Pest megye 149 ezer, Budapest 29 ezer, Fejér 17 ezer eljárával, de kiemelkedő Komárom-Esztergom 16 ezres adata is; az arányokat tekintve pedig Pest megye (35%) mellett Komárom (13%), Nógrád (11%) és Fejér (10%) emelkedik ki a mezőnyből.

A változás mégsem lebecsülendő. A legfontosabb különbség, hogy az így mutatkozó fejlettségi térszerkezet érzékelhetően kiegyenlítettebb. A 20 megye közötti szóródás kb. tizedével kisebb, döntően annak köszönhetően, hogy Budapest 161%-os előnye 115%-ra mérséklődött a – jelentősen megemelkedő – vidéki átlaghoz képest; s érzékelhetően jobb az igazodás a személyi jövedelmek eloszlásához is. A legnagyobb „nyertes” Pest megye, amely a hivatalos GDP-rangsor 7. helyéről a 3.-ra ugrik, s foglal el ezáltal még a személyi jövedelmek által kijelölt helyénél is kedvezőbb pozíciót. A Budapestre ingázás figyelembevétele azonban nemcsak Pest, hanem Nógrád és Komárom-Esztergom pozícióját is érzékelhetően javítja. Míg azonban utóbbi esetében csak a meglevő, a vidéki mezőnyt vezető pozíciót erősíti tovább, Nógrád elkerül a rangsor utolsó helyéről, és átadja azt erre minden más fejlettségi mutató szerint nálánál jobban „rászolgáló” Szabolcs-Szatmár-Beregnek.

A pontosítás eredményeként még jobban érzékelhetővé, sőt szembeötlővé válik a vidéki megyék „mezőnyének” két „konvergencia-klubra” szakadása is. Az országos átlag 100-118 százalékanak megfelelő GDP-szinttel jellemezhető Pest, Győr-Moson-Sopron, Fejér és Vas (illetve közel ehhez Komárom-Esztergom) megye. Az ugyanilyen terjedelmű, 82-100%-os – nagyjából a vidéki és az országos átlag közötti – sávban csak egyetlen megye, Zala tartózkodott 2004-ben; a következő, szintén 18%-nyi terjedelmű, 64-82%-os kategóriába tartozott viszont a megyék fele, akik, kiegészülve a szintén nem túl távoli Békéssel, Nógráddal és Szabolcs-Szatmár-Bereggel, az ország keleti és déli kétharmadán, egybefüggő „karéjként” veszik körbe a fejlett északnyugati és közép-magyarországi megyék zónáját (6. ábra).

2.3. A társadalmi jólét különbségei: a lakossági jövedelmek területi egyenlőtlenségei

2.3.1. A lakossági jövedelemegyenlőtlenségek alakulása 1988-2005

A társadalmi jólét egyenlőtlenségeinek mérésére általánosan használt, települési szinten is 1988-tól rendelkezésre álló bevallott személyi jövedelmek jóval szélesebb körű

lehetőségeket kínálnak a területi elemzésekre, mint a megyei GDP-adatok. Mivel több tanulmány választotta témájaként ezek idősoros adatainak értékelését – legújabban lásd pl. Dusek Tamás (2005) remek összefoglalását –, ezért itt elsősorban a legutóbbi, 2000 utáni időszak fejleményeire térek ki részletesebben.

A bevallott személyi jövedelmek volumenének alakulása lényegesen közvetettebb viszonyban áll a helyi gazdaság teljesítményével, mint a GDP-é, mert számos egyéb tényező hatása is tükröződik benne. Ezek közül kiemelendő a központi bérszabályozás szerepe, amely a közsféra beralakulását teljes mértékben meghatározza, de a piaci szférát is orientálja, így az APEH által településsorosan közzétett – mintegy 85-90%-ban munkajövedelmekből álló – bevallott személyi jövedelem alakulására is erőteljes hatással van. Jórészt az állami jövedelem-szabályozás áll amögött, hogy a lakossági reáljövedelmek visszaesése csak késleltetve és kisebb mértékben követte a GDP visszaesését – ám amögött is, hogy az 1993-tól folyamatos GDP-növekedést csak 1996-tól követte a lakossági jövedelmek növekedése, sőt éppen 1994-ről 1995-re következett be a legnagyobb mértékű éves reáljövedelem-, illetve bevallott személyi jövedelem-csökkenés (Bokros-csomag!). A gazdaságpolitikai szigor nyomán 1996 és 2001 között is elmaradt a GDP-növekedés ütemétől a lakossági jövedelmek gyarapodása, ám a fordulat e téren is kimutatható: 2001-től 2005-ig a lakosság jövedelmének növekedése összességében, és – 2004 kivételével – évenként is felülmúlta a GDP változásának ütemét.

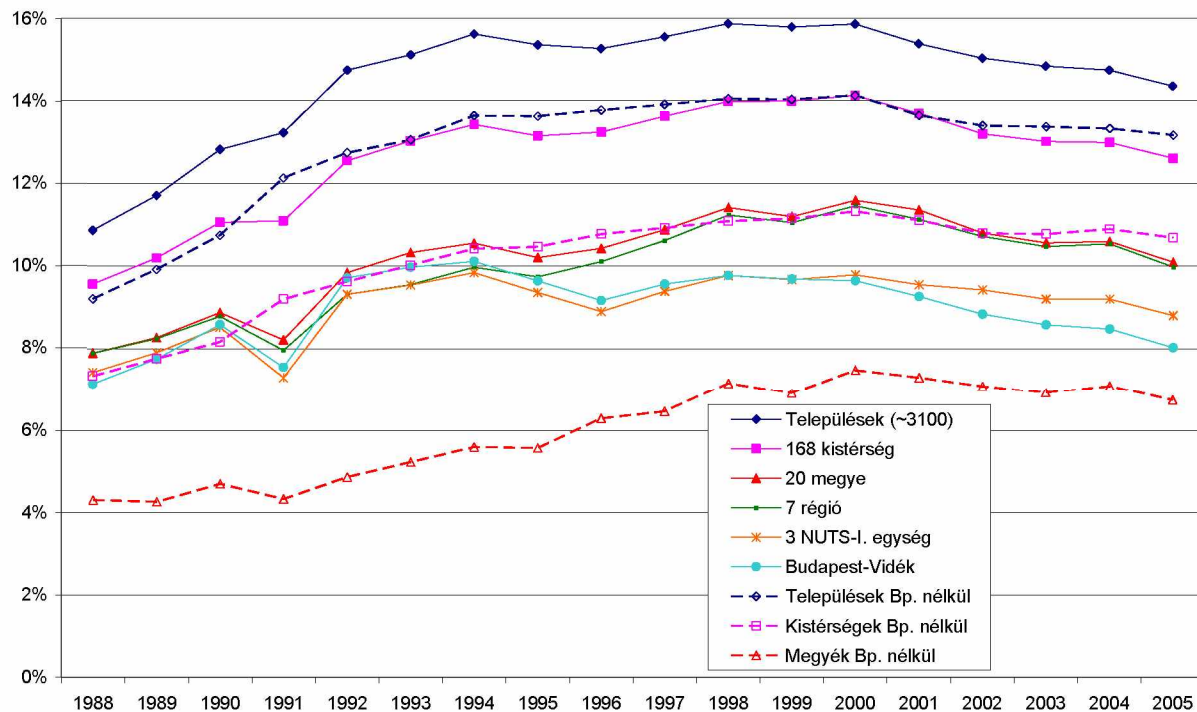
Ennek ellenére a kétféle jövedelem elemzése nyomán kibontakozó területi folyamatok fő vonásaikban hasonlóak. Az adóköteles személyi jövedelmeket illetően is minden évre – ez esetben 1988-tól 2005-ig –, és minden területi szintre³¹ kiszámított egyenlőtlenségi mutatók³² megerősítik a hazai területi (jövedelem) különbségek alakulására vonatkozó összefoglaló értékelések egy részét (pl. Bódi–Obádovics–Mokos 1999, Enyedi 2004, Dusek 2005, Nemes Nagy–Németh 2005). Ugyanakkor azonban egyértelműen cáfolják a közvéleményben és a „szakma” egy részében egyaránt elterjedt – az 1.2 fejezetben citált –, túlzottan leegyszerűsítő vélekedéseket – „a rendszerváltás óta folyamatosan nő a szegény térségek lemaradása”; „a szegények egyre szegényebbek, a gazdagok egyre gazdagabbak lesznek”, stb. –, s a jelenség differenciáltabb megközelítésének szükségességére hívják fel a figyelmet. (7. ábra).

³¹ A GDP esetében elemzett területi szinteken túl a 168 kistérségre és az évről évre változó számú, mintegy 3100 településre, valamint ezekből Budapestet kivéve is elvégeztem a számításokat. Összesen tehát 9 területi szintre, 18 évre, és 4 különböző mutatót használva, valamint külön-külön a bruttó és az adózott jövedelmekre határoztam meg a területi koncentráció mértékét, együttesen 1296 mérőszámot.

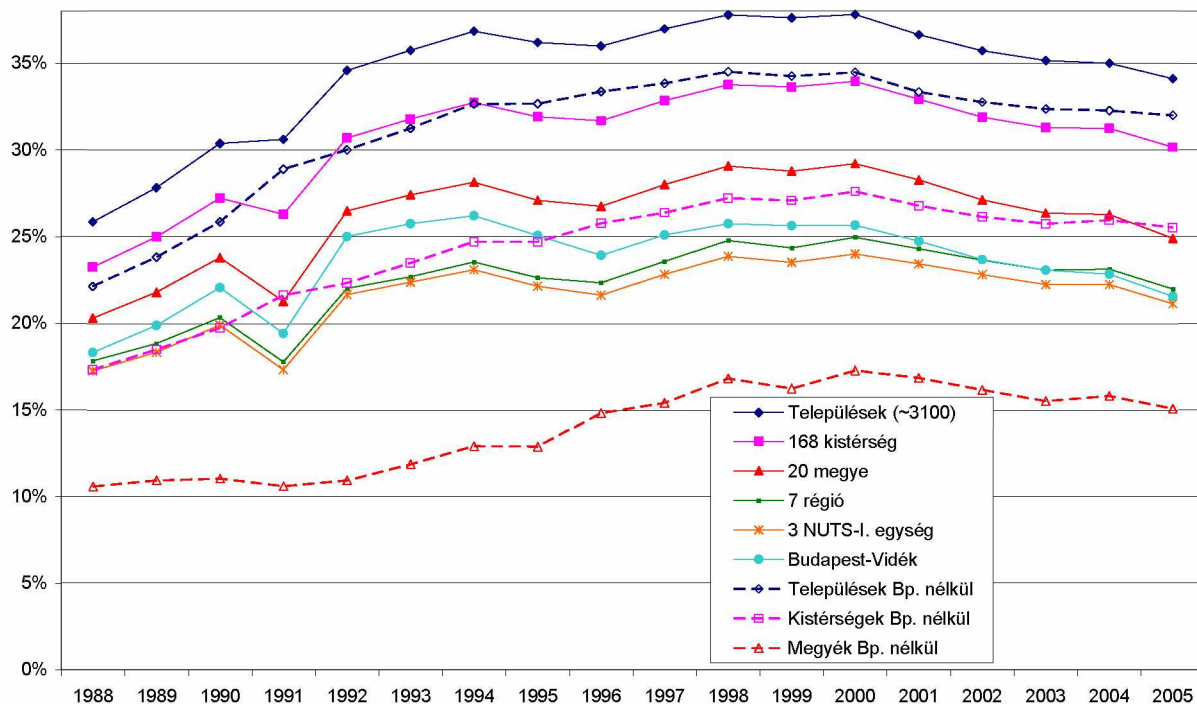
³² A személyi jövedelmek vonatkozásában is ugyanazt a négy mutatót használtam, amelyeket a GDP esetében. Minthogy azonban az általuk mutatott főbb tendenciák itt sem tértek el érdemben egymástól – idősoros értékeik

7. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott bruttó adóköteles személyi jövedelem területi differenciáltságának alakulása két különböző elvű egyenlőtlenségi mutató alapján 1988-2005. Adatforrás: az APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázisa. Az 1991-es év nagy visszaesései döntően Budapest ez évi hiányos jövedelemadatából következő, reáلتartalmat nélkülöző módosulások.

A.) Hoover-index



B.) Súlyozott relatív szórás



A különböző térségi szinteken nagyjából hasonló egyenlőtlenség-változási folyamatok mérhetők: a 18 éves idősorok Hoover-index értékei közötti korrelációk minden esetben erősek: a viszonylag önálló „pályán” járó Budapest–vidék tagozódást nem számítva egyetlen kivétellel 0,87 és 1 közötti páronkénti korrelációs együtthatók mutatkoznak. Jól látható az is, hogy bár az egyenlőtlenségi mutatók kimutatott értékei a részletesebb térfelosztás felé haladva általában természetesen nőnek, kifejezetten csekély különbség van a 7 régió és a 20 megye esetében mért Hoover-index nagysága között. Ennek oka hogy a régióhatárok alapvetően nem szelik át a területi fejlettség legfőbb választóvonalait – az adózott jövedelmeket tekintve például 2002 óta pontosan Nyugat-, illetve Közép-Dunántúl, valamint Közép-Magyarország 8 megyéje van az országos átlag fölött –, a Hoover-index pedig érzéketlen az átlag fölötti csoportokon, illetve az átlag alatti csoportokon *belüli* elmozdulásokra. (Más típusú mutatót, pl. a súlyozott relatív szórást alkalmazva azonban az egyes régiókat alkotó megyék közötti tagolódás hatása is jól kimutatható (7. ábra)).

A területi egyenlőtlenségek jó része a személyi jövedelmeket tekintve is a Budapest és a vidék közötti különbségből adódik: nem véletlen, hogy a Budapestet nem elkülönítetten tartalmazó 3 NUTS-I. régió differenciáltsága 2000 óta kisebb, mint a duális (Budapest–vidék) felbontásé. Szembetűnő azonban az is, hogy az alacsonyabb területi szintek felé haladva ennek meghatározó ereje csökken, a településeket tekintve így már közel sem olyan jelentős az országos, illetve a vidéken belüli egyenlőtlenségek mértéke. Ráadásul – ellentétben a GDP hasonló adatsorával – a személyi jövedelmeket tekintve már 1994 óta folyamatosan *csökken* a Budapest–vidék különbség mértéke, s mivel a többi szinté csak 2000 óta, és kisebb mértékben, így a Budapest–vidék megosztottság súlya egyre kisebb az alacsonyabb térségi szinteken mérhető jövedelmi differenciáltságában. Mindkét mutatót alapul véve az figyelhető meg ugyanakkor, hogy a legnagyobb mértékű egyenlőtlenség-növekedés a vidéki megyék között következett be (a személyi jövedelmekben 1988-hoz képest 2000-re 70%-os a Hoover-index növekedése). A rendszerváltás utáni differenciálódás legmarkánsabb, egyre növekvő súlyú eleme tehát *a vidéken belüli makroregionális tagozódás* megerősödése volt. Mégis, ezzel együtt is le kell szögezni, hogy – egyes vélekedésekkel szemben – egyetlen pillanatra sem növekedtek többszörösükre az egyenlőtlenségek a rendszerváltás előtti időszakhoz képest. Bármely egyenlőtlenségi mutatót vesszük is alapul, a „csúcsponton” mérhető különbségek kb. kétharmada már 1988-ban is „megvolt” (amihez persze azt is érdemes megjegyezni, hogy a 80-as években is lassú differenciálódás jellemezte az országot, mind

korrelációi 0,9 és 1 közöttiek –, ez esetben is egyetlen jelzőszám, a GDP vonatkozásában is alapul vett Hoover-index értékeivel illusztrálom mondanivalómat.

területi, mind társadalmi értelemben – Nemes Nagy 2005, Kolosi 2000, Tóth 2005, Kenyeres–Keszthelyiné 2005).

Számításaim is igazolták a szakirodalom azon megállapítását, hogy a gyors egyenlőtlenség-növekedés az 1988 és 1994 közötti periódusban (annak is inkább az első felében), vagyis a hanyatlás, a válság időszakában következett be (Nemes Nagy–Jakobi–Németh 2001, Dusek 2005, Tóth 2005, Nagy 2007 stb.). Az ezt követő időszakban – nagyjából 2000-ig – a területileg igen differenciált gazdasági növekedés közepette a lakossági jövedelmi különbségek már csak alig nőttek, vagy stagnáltak. Míg 1994-hez képest a GDP Hoover-indexeinek értéke 2000-re további kb. 20-30%-kal növekedett, addig a lakossági jövedelemegyenlőtlenségek (a vidéki megyék szintjét kivéve) legfeljebb 10%-kal lettek nagyobbak. Történtek ugyan átrendeződések az egyes térségek jövedelmi helyzetében ebben a korszakban is, ám ezek többsége az átlag alatti és feletti csoportokon *belül* ment végbe, mégpedig zömmel a kiegyenlítődések irányában (lásd a 2.1 fejezetben közölt 2. ábrát): a megyék többsége az átlag alatti, illetve az átlag feletti jövedelmi helyzetű megyecsoportok *átlagai* felé mozdult el. Így hipotézisként megkockáztatható, hogy a jövedelmi térszerkezet ebben a korszakban inkább a Quah (1996) által leírt konvergencia-klubok irányába tartott: megyei szinten például kétmódusúvá vált az eloszlás.

2000 után aztán minden területi szinten a jövedelmi különbségek csaknem monoton csökkenése következett be (7. ábra). Ellentétben tehát a GDP-termelés adataival – amelyekkel kapcsolatban 2000 után csak a differenciálódás lelassulását sikerült egyértelműen igazolni, s szignifikáns béta-konvergencia is csupán a Budapest nélkül számított adatokban, a „vidék” viszonylatában mutatkozik –, a lakossági jövedelmeket, a társadalmi jólét mérőszámát tekintve minden térségi szinten magabiztosan kimutatható nemcsak a béta-, hanem az ennél szigorúbb kritériumokat támaztó szigma-konvergencia, azaz a térségek *abszolút* értelemben vett közeledése is. Különbség továbbá az is, hogy – mint azt a következő fejezetben bemutatom – a kiegyenlítődésekben nem a fejlett térségek lefelé nivellálódása játsza egyértelműen a nagyobb szerepet, hanem az elmaradottak gyorsabb növekedése is hasonló fontosságú tényező.

A területi jövedelemegyenlőtlenségek csökkenésének folyamata ugyanakkor egybeesik azzal az időszakkal, amikor – 2000 után – a magyar gazdaság letért az 1990-es évek közepe óta követett fenntartható növekedési pályáról. Megkockáztatható, hogy ez az egybeesés nem teljesen véletlen: az egyenlőtlenségek némi mérséklődése a makrogazdasági versenyképesség csökkenésének „arán” következett be 2000 után, és akár a modern

kapitalizmus alapvető dilemmájának – a gazdasági hatékonyság, illetve a társadalmi igazságosság nehezen összeegyeztethető szempontjainak – példájaként is értékelhető.

Az egyenlőtlenségek csökkenése mögött nyilvánvalóan tetten érhető néhány központi bérintézkedés: a minimálbérek drasztikus (26-ról 40, majd 50 ezer Ft-ra) emelése (az Orbán-kormány idején, 2001-2002-ben), illetve a közalkalmazottak 50%-os béremelése (a Medgyessy-kormány idején, 2002-2003-ban). A minimálbéres állások éppen az ország elmaradott térségeiben képviselnek jelentősebb hányadot, így könnyen belátható a minimálbér-emelés kiegyenlítő hatása (Kertesi-Köllő 2004). Létezik azonban egy másik kiegyenlítő hatás is: a közalkalmazotti munkakörökben ugyanis a bérek országosan nagyjából egységesek, a területi jövedelemkülönbségek mind közül épp e munkavállalói csoportokban a legkisebbek (egy általános iskolai tanár fizetése például a legelmaradottabb faluban is nagyjából ugyanakkora, mint Budapesten). Ezért a kiegyenlített színvonalú jövedelmek átlagot meghaladó emelkedése, és súlyuk növekedése a lakossági jövedelemtömegben szükségképpen egyenlőtlenségcsökkentő hatású volt.

2005-re ráadásul immár a nivellálódás mértéke is jelentőssé vált. Az egyenlőtlenségek „csúcspontján”, általában 1998–2000-ben tapasztalt, 1988-hoz képest – a Hoover-indexet figyelembe véve – 45-50%-os „differenciálódás-növekménynek” 2005-ig közel felét sikerült „ledolgozni”. A 2005-ös területi jövedelemegyenlőtlenségek így a régiók szintjén 27, a megyéket tekintve 26, a kistérségek és a települések szintjén pedig egyaránt 30%-kal voltak már csak nagyobbak az 1988-asnál, azaz nagyjából az 1992-es, '93-as mértékekre estek vissza. A legmarkánsabb csökkenés a Budapest–vidék dimenzióban következett be: a 2005-ös egyenlőtlenség már csak 5%-kal volt nagyobb az 1988-asnál. A vidéken belül, bár szintén egyértelmű, de lényegesen kisebb a kiegyenlítődés mértéke. A 2005-ös, a nettó jövedelemre vonatkozó Hoover-index a különböző területi szinteken 42-54%-kal volt nagyobb az 1988-asnál, a rendszerváltás utáni évtizedben bekövetkezett egyenlőtlenség-növekedésnek csak a harmada-ötöde tűnt el 2005-re, s a területi különbségek mértéke csupán az 1990-es évek közepének szintjére esett vissza. Különösen az – 1988 és 2000 között leginkább megnövekedett – makroregionális egyenlőtlenségek mérséklődése elhanyagolható. Míg ugyanis a 19 megyét vizsgálva 1988-ról 2000-re 71%-kal nőtt az adózott jövedelmek Hoover-indexének értéke, a 2005-ös szint is még 54%-kal nagyobb az 1988-asnál. Úgy tűnik tehát, hogy éppen a jövedelmi (fejlettségi) térszerkezetnek a rendszerváltás után leginkább felerősödő eleme, a vidéki térségek makroregionális tagoltsága az, ami a legnehezebben csökkenthető; a „hagyományos” különbségeken könnyebb „fogást találni”.

A változások megfelelő értelmezése érdekében még egy – s talán a legfontosabb – kérdést kell tisztázni. Mégpedig azt, hogy hogyan is értékelhetők a napjainkra kialakult *abszolút* területi jövedelemegyenlőtlenségi mértékek? Az egzakt válaszadás a lakossági jövedelmek területi differenciáit illetően azonban még nehezebb, mint a GDP esetében volt. Ugyanis – a GDP-vel ellentétben, amely az *egyes* ember szintjén nem értelmezhető – a lakossági jövedelmek *területi* differenciáltságát mérő bármelyik koncentrációs mutató csak egy részét fejezi ki a társadalmi jövedelemegyenlőtlenségeknek. Azt a részt nevezetesen, amelyik az emberek egyes *területi csoportjai* – a különböző településeken, kistérségekben, régiókban élők stb. – *között* van; az e csoportokon *belüli* egyenlőtlenségeket viszont zérusnak tekinti, mintha – mondjuk – a sásdi kistérség minden lakójának azonos jövedelme lenne. Ez pedig nyilvánvalóan nem így van, azaz a *területi* jövedelemegyenlőtlenségi mutatók értékei minden körülmények között kisebbek – még a legrészletesebb, települési szinten is – mint az adott egyenlőtlenségi mutató társadalmi egységekre (háztartásokra, családokra, netán egyénekre) vonatkozó értéke. Az viszont igen érdekes, és kifejező lehet, hogy a területi jövedelemkülönbségekben kifejeződő egyenlőtlenség hogyan viszonyul a teljes társadalmi jövedelemegyenlőtlenség mértékéhez. Ez a különbség (vagy arány) mutatja meg ugyanis azt, hogy a társadalmi jövedelemegyenlőtlenségeknek mekkora része fejeződik ki területi különbségekben, s utal ezzel közvetve arra, hogy a területi különbségek milyen jelentőségű problémát képviselnek a teljes társadalmi egyenlőtlenségrendszeren belül.

Tóth István György (2003, 2005) összegzése szerint a jövedelmek *társadalmi szintű* eloszlásával kapcsolatos adatok sem, vagy legalábbis csak részben igazolják vissza a jövedelemegyenlőtlenségek töretlen növekedésének téziséét. A jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése valójában már a rendszerváltás előtt, 1982-től megkezdődött. Az átmenet idején, a kilencvenes évek elején tapasztalt gazdasági visszaesés következtében ez a folyamat felgyorsult, amit 1996 és 2000 között egy nagyon kicsit emelkedő, inkább stagnáló trend követett. Az árnyalt értékeléshez az is hozzátartozik, hogy miközben 1987 és 1992 között csökkenő jövedelmi szint mellett nőtt az egyenlőtlenség, 1996 és 2001 között a szélső értékek arányai nem változtak, de a jövedelemszint általános növekedése értelemszerűen a szélső értékek közötti *különbség* növekedésével járt. Kolosi (2000) megállapítja ugyanakkor, hogy nemzetközi összehasonlítások tükrében – a közhiedelemmel ellentétben – a magyar társadalomban kialakult jövedelmi egyenlőtlenségek nem látszanak különösebben magasnak. Ezek az összefüggések a *területi* jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálata szempontjából is figyelemre méltóak.

A lakossági jövedelmek számításának legkisebb értelmes egységeit jelentő *háztartások* közötti, illetve a különböző *területi* szinteken megjelenő jövedelmi differenciáltság közvetlen összevetése igen nehéz. Mégis, a néhány publikációban (Tóth 2005, Kenyeres–Keszthelyiné 2005) közölt egyik – általam a területi egységekre kiszámított – egyenlőtlenségi mutató, a Gini-index *háztartási jövedelmekre* vonatkozó értékeit kellő óvatossággal összehasonlítva megállapítható, hogy az emberek (háztartások) közötti, társadalmi jövedelemegyenlőtlenségeknek legalább fele, de inkább ennél nagyobb része az, ami területi különbségként is kifejeződik, ami nemzetközileg rendkívül ritkának mondható. Ám míg a változások trendje 2000-ig mindkét típusú adatsorban nagyjából azonos, addig a 2000 utáni trendfordulat, egyenlőtlenség-csökkenés csak a területi dimenzióban mutatható ki. Ez – ha hihetünk a számos módszertani problémával terhelt lakossági jövedelemfelvételek adatainak – arra utal, hogy nem a társadalmi szintű jövedelemegyenlőtlenségek nivellálódása kezdődött el 2000-t követően, hanem csupán annak igen erős területi dimenziója oldódik valamelyest, tart az európai átlaghoz.

E következtetéseket erősíti a lakossági jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek nemzetközi összevetése is, amire az Eurostat 2002 óta folyó, ilyen irányú adatgyűjtése révén van lehetőségünk. A mindenhol azonos módon számított – a lakossági fogyasztás és felhalmozás nemzetgazdasági szintű adataiból kiinduló, tehát valóban a *teljes*, rendelkezésre álló lakossági jövedelemtömeget képviselő – a NUTS-II. régiók szintjére dezaggregált adatok összevetése is azt mutatja ugyanis, hogy, a GDP-hez hasonlóan, a lakossági jövedelmek területi differenciáltsága is a legmagasabbak közé tartozik Magyarországon (6. táblázat). E mutatóban is a magyarországihoz hasonló méretű és regionális beosztású országok, illetve NUTS-I. egységek egyenlőtlenségeihez hasonlítva a hazai jövedelmi tagolódást, azt mind a 8 összevethető területhez képest nagyobbak találtam. Ugyanakkor a *háztartások* közötti hazai jövedelemegyenlőtlenségeket európai összevetésben a KSH a kisebbek, a TÁRKI pedig a közepesek között mérte (Tóth 2005). Ebből pedig újra csak az a következtetés adódik, hogy a területi egyenlőtlenségek nemcsak a hozzánk hasonló, vagy a mienket meghaladó fejlettségű országokkal összevetve nagyok, hanem a hazai társadalmi egyenlőtlenségeken belül a területi különbségek szerepe is egyértelműen nagyobb nálunk, mint az európai országok többségében. A másik oldalról – a lényegyet kicsit leegyszerűsítve – úgy is fogalmazhatunk, hogy Magyarországon a gazdagok és szegények földrajzi térbeli elkülönülése, szegregációja nagyobb mértékű, mint Európa legtöbb országában. Mindezek az összehasonlítások együttesen tehát igazolni látszanak a magyarországi közvélemény és a politika részéről a területi differenciálódás iránt megnyilvánuló fokozott érdeklődést. Ezzel egyidejűleg

kijelenthető az is, hogy a területi egyenlőtlenségek vizsgálatának – illetve az ennek csökkentésére irányuló gazdaság- és társadalompolitikai törekvések sikerének – Magyarországon nagyobb a jelentősége, mint az a velünk összehasonlítható országokban ma általános.

6. táblázat. Néhány, a magyarországi NUTS-II. rendszerhez hasonló méretű és régióbeosztású területi egység nettó rendelkezésre álló háztartási jövedelmeinek egyenlőtlenségei 2003. Az adatok forrása: Eurostat „Regio” adatbázis, epp.eurostat.ec.europa.eu

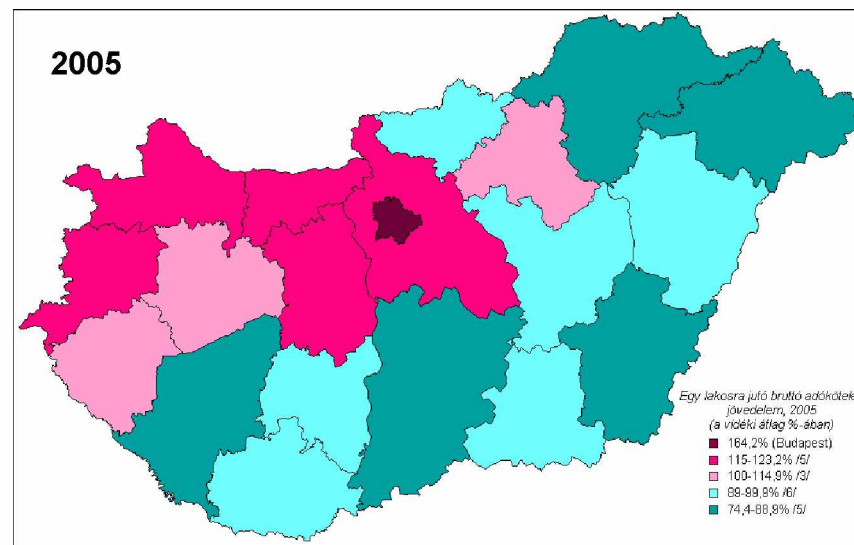
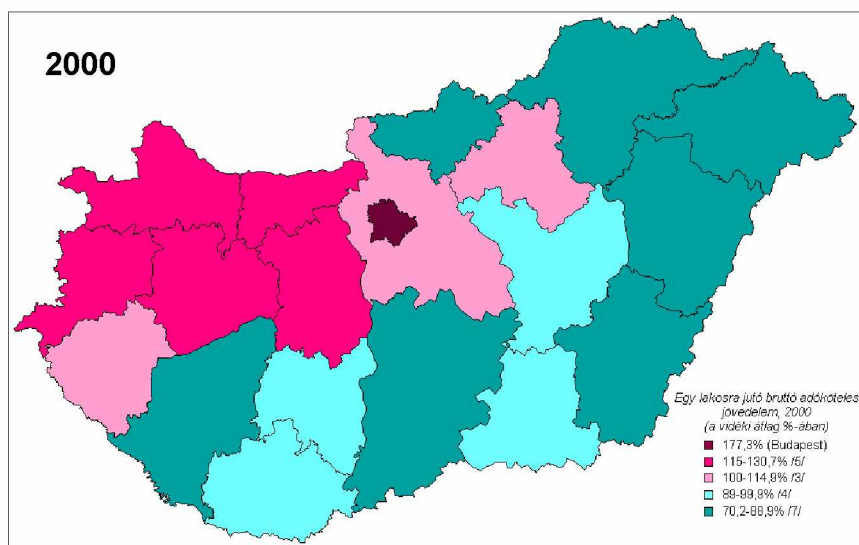
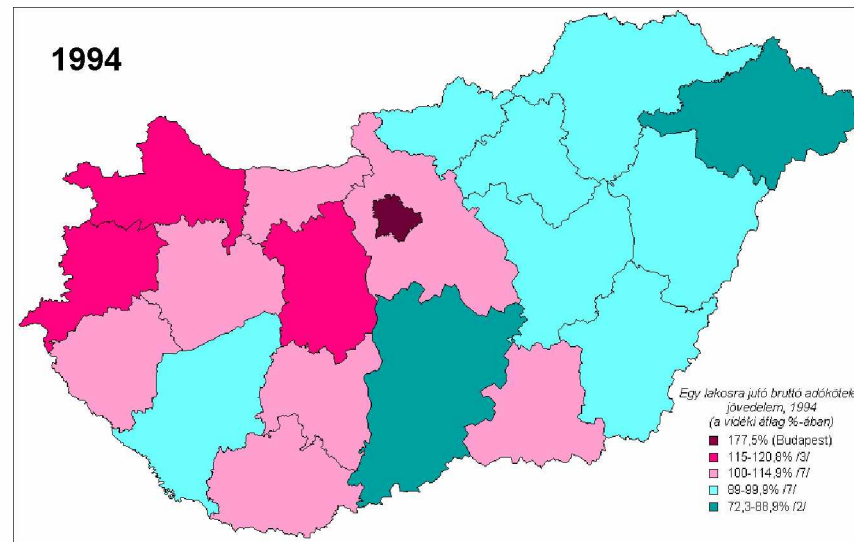
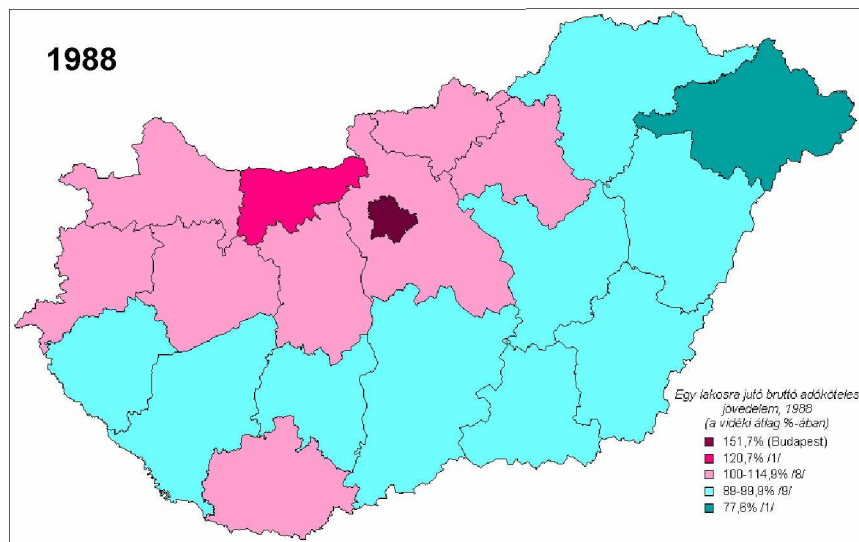
Alapegység ("ország")	Alegységek ("régiók") száma	A "régiók" átlagnépessége, ezer fő	Az "ország" egy főre jutó háztart. jövedelme (euró - PPS)	A háztartási jövedelmek Hoover-indexe	A háztartási jövedelmek súly. rel. szórása	A háztartási jöv.-ek Hoover-indexe a GDP Hoover-indexéhez képest
Bassin Parisien (Francia. NUTS1)	6	1 149	14 822	1,1%	2,6%	62%
North West (Nagy-Br. NUTS1)	5	1 757	15 327	2,3%	5,7%	42%
Wlaams Gewest (Belgium NUTS1)	5	1 361	15 356	2,6%	7,6%	32%
Svédország	8	1 478	12 512	3,4%	8,9%	45%
Finnország	5	1 035	10 986	3,6%	7,6%	48%
Bayern (Németo. NUTS1)	7	1 120	16 099	3,9%	8,8%	50%
Csehország	8	1 043	7 362	6,3%	19,4%	53%
Portugália	7	1 772	9 007	9,3%	21,0%	77%
Magyarország	7	1 447	7 015	10,6%	24,0%	60%

2.3.2. A bevallott személyi jövedelmek térszerkezetének változásai

Az egyenlőtlenségek *mértékének* most ismertetett változásai a jövedelmi *térszerkezet* jellegzetes átalakulásával jártak együtt az 1988-tól 2005-ig tartó időszakban, illetve annak három periódusában. Ezek a módosulások jellemzően hasonlítanak a fajlagos GDP értékei alapján mutatkozó tendenciákra, ám, különösen a 2000 utáni periódusban, némi eltérés is kimutatható. Minthogy pedig az adatsor kezdete a lakossági jövedelmek vonatkozásában 1988, s lehetőség van a megyéknél részletesebb területi bontásra is, az egyes időszakok jövedelmi térszerkezetére, illetve a változások jellegére vonatkozóan finomabb megállapítások is tehetők.

Megyei szinten áttekintve a lakosság jövedelmi viszonyait a kezdő- és a záróévben, illetve az egyenlőtlenségi mértékek változásai alapján szakaszhatárnak bizonyult években (1988, 1994, 2000, 2005), a GDP-adatokhoz képest is nyilvánvalóbbnak látszik a jövedelmi térszerkezet alapvető változatlansága. Mind a négy időpontban szinte ugyanazok a megyék vannak a vidéki átlag fölött, illetve alatt, s a rangsorokat mindvégig Budapest vezeti és Szabolcs-Szatmár-Bereg zárja (8. ábra). 1988-at és 2005-öt összevetve csupán Nógrád és Baranya a vidéki átlag alá, illetve Zala az átlag fölé kerülése jelent változást. A kistérségek jövedelmi színvonala is mind a négy időpontban lényegét tekintve ugyanazt a területi mintázatot mutatja, különösen a Dunától keletre, és a Dél-Dunántúlon (9. ábra). Immár egyértelműen leszögezhetjük tehát, hogy a rendszerváltás hatásai – a gazdasági, társadalmi, és

8. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelem megyei értékeinek alakulása a mindenkori vidéki átlaghoz képest 1988-2005. (A kategóriahatárok minden évben azonosak.) Az adatok forrása: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.



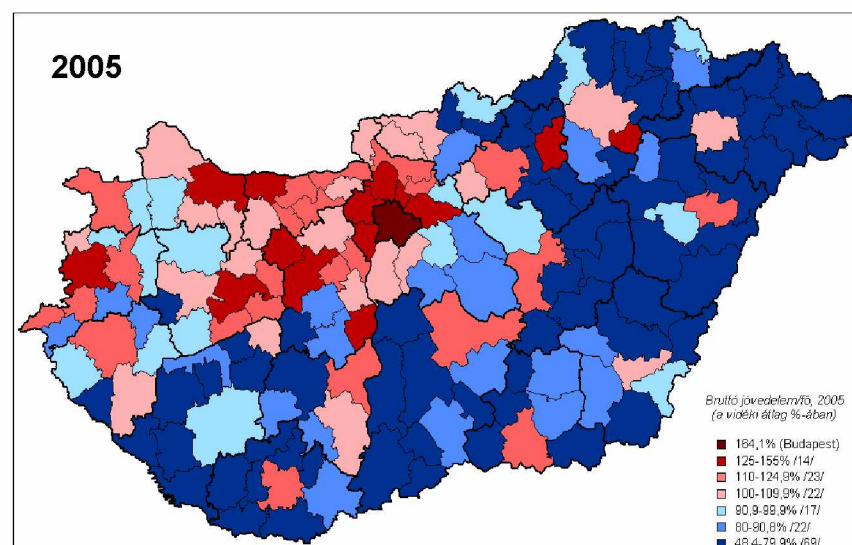
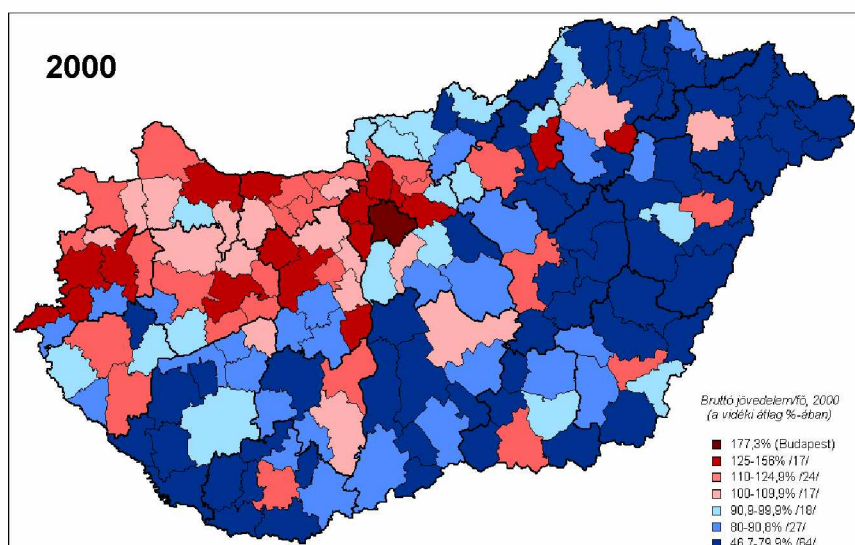
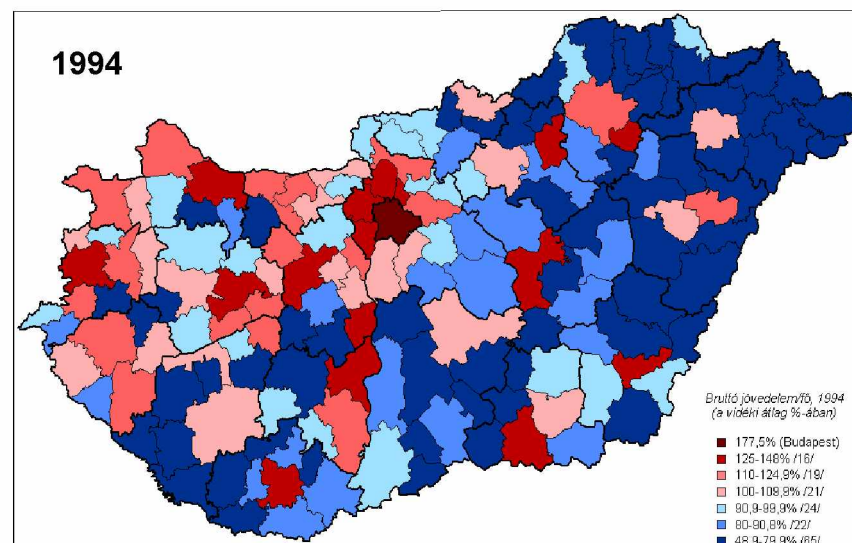
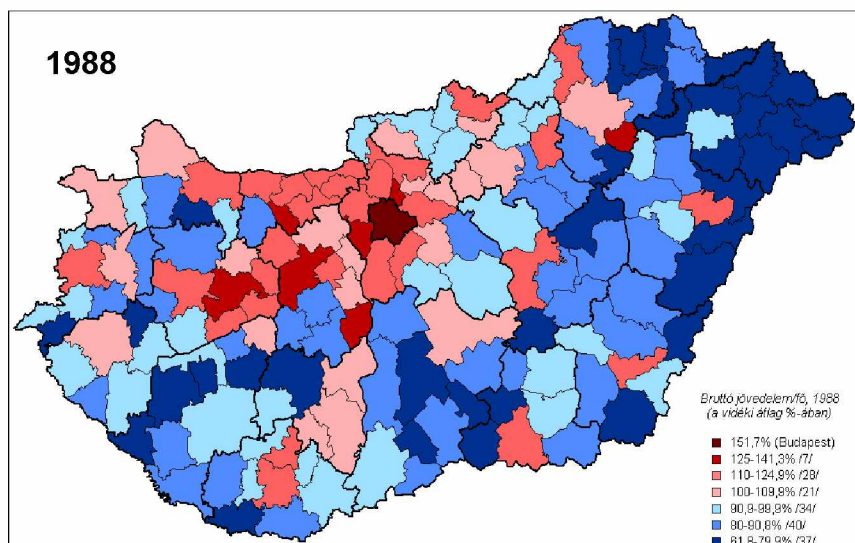
politikai viszonyrendszer gyökeres átalakulása, és az egyenlőtlenségek mértékének növekedése ellenére – az ország térbeli tagoltságának legfőbb vonásait nem változtatták meg. Az 1988. és a 2005. évi adóköteles jövedelmek szintje még a GDP megfelelő adataihoz képest is jobban, a vidéki megyék ($r = 0,85$) sőt a kistérségek ($r = 0,87$) szintjén is igen erősen korrelál egymással (Budapestet is beszámítva természetesen még szorosabb a kapcsolat). A területi egyenlőtlenségek mintázata tehát markánsan, hosszú távon rögzült.

Az 1988. évi jövedelmi térkép még a szocializmus viszonyai közötti – az állami jövedelemszabályozás döntő szerepének köszönhetően viszonylag kiegyenlített – jövedelemeloszlást mutatja: Budapesten kívül csak Komárom-Esztergom jövedelemszintje emelkedik 15%-nál nagyobb mértékben a vidéki átlag fölé, s csak Szabolcs-Szatmár-Bereg maradt el több mint 15%-kal attól. Kistérségi szinten természetesen már sokkal tagoltabb a kép: a rangsor élén domináns ipari funkciójú dunántúli kisvárosi körzetek állnak, a masszívan leszakadtak táborába pedig még csak a Debrecen–Nyíregyháza vonaltól keletre alkot nagyobb kiterjedésű, egybefüggő foltot; markánsan mutatkozik továbbá a megyeszékhelyek kiemelkedése környezetükből.

1994-re jól láthatóvá válik a Dunántúl relatív helyzetének javulása – a jövedelmi színvonal az átlagosnál kisebb mértékű visszaesése –; de talán még látványosabb a vidéki átlagtól is lényegesen, több mint 20%-kal elmaradó térségek számának megduplázódása (37-ről 65-re), valamint e csoport kifejezett tömbösödése. A mélyen elmaradott keleti zóna immár Miskolc–Békéscsaba vonalától kezdődik (csak Nyíregyháza, Debrecen, Hajdúszoboszló városi „szigetei” emelkednek ki belőle), és egyértelművé válik egy másik egybefüggő – a Dél-Dunántúl nyugati felén, somogyi és nyugat-baranyai kistérségekre kiterjedő –, igen alacsony jövedelmi szintű térség léte is. Az általánosan elterjedt vélekedéssel szemben az adatok azt jelzik továbbá, hogy a regionalizálódáson túl 1988 és 1994 között tovább nőttek a jövedelemkülönbségek a településhierarchia mentén is, különösen az elmaradott megyékben. A nagyvárosok (megyeszékhelyek) előnyének növekedése különösen az elmaradott megyékben, ezen belül is az Alföldön szembeötlő, mert ők itt hatalmas ütemben leszakadó falvak, és kisebb pozícióromlást elszenvedő kisvárosok között növelték előnyüket a *vidéki átlaghoz képest is* (Kiss 2003b, Kiss–Lőcsei 2005; 9. ábra).

A GDP-adatokhoz hasonlóan 1994-ről 2000-re a lakossági jövedelemszintek területi mintázatában is inkább az átlag fölötti térségeket illetően történt jelentősebb változás, az alacsony jövedelmű térségek lemaradása és belső tagoltsága nem nőtt tovább. Nem változott a vidéki jövedelmi átlagtól több mint 20%-kal elmaradó térségek száma sem, de területi koncentrációjuk még erősebb lett: az egybefüggő kelet-magyarországi zóna kiegészült Jász-

9. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelem *kistérségi* értékeinek alakulása a mindenkori vidéki átlaghoz képest 1988-2005. (A kategóriahatárok minden évben azonosak.) Az adatok forrása: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.

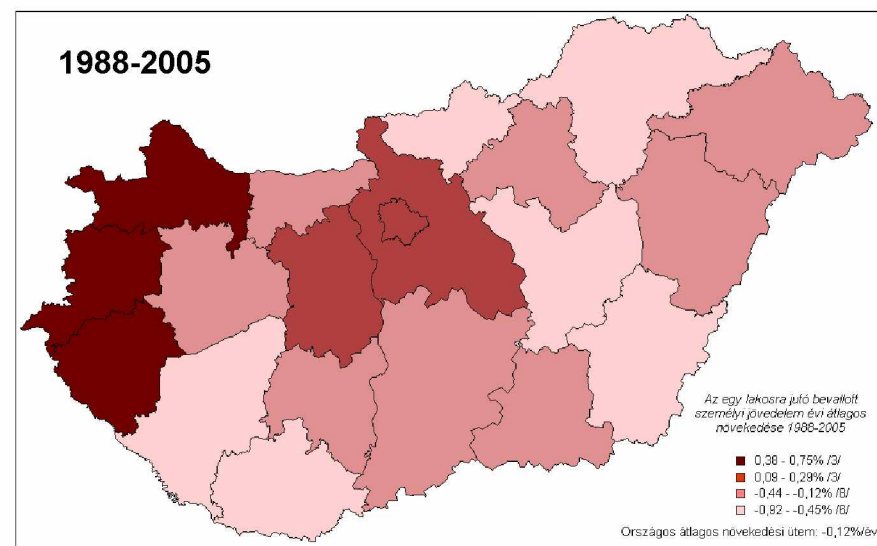
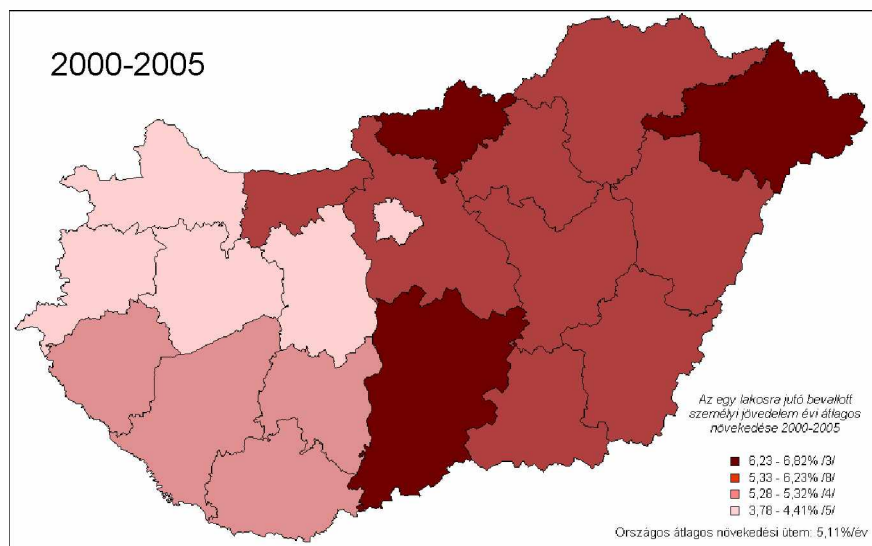
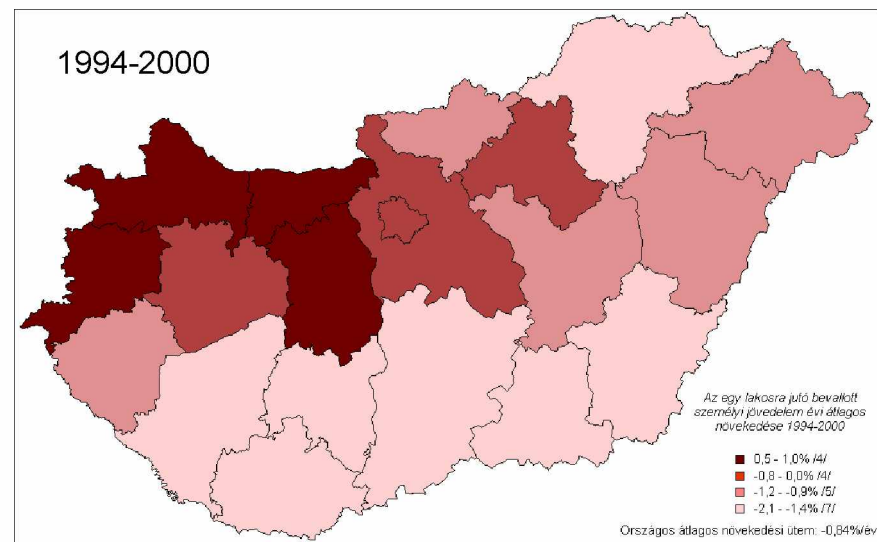
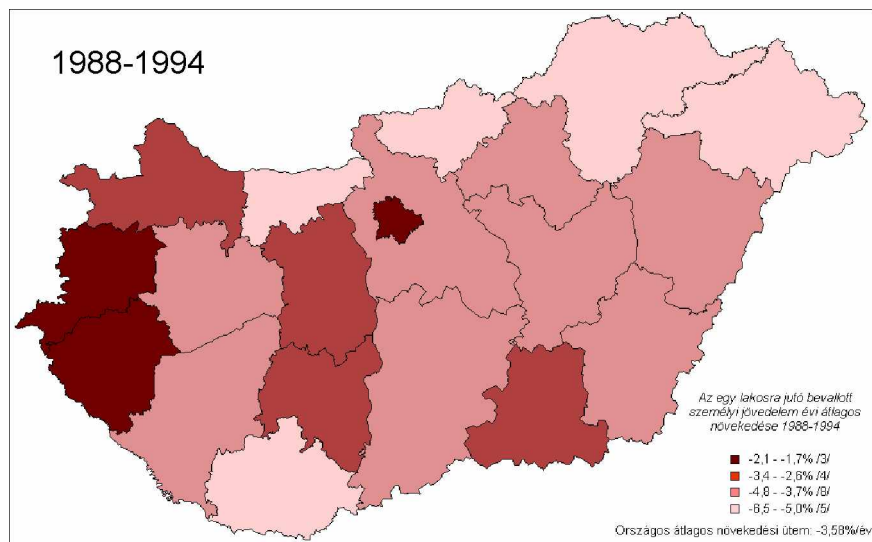


Nagykun-Szolnok és Heves térségeinek többségével – kialakult a sokat emlegetett „Balassagyarmat–Békéscsaba” vonal –, és a dél-dunántúli elmaradott tömbhöz is újabbak csatlakoztak Baranyában. Ugyanakkor kistérségi szinten is csaknem megszakítatlan, átlag fölötti jövedelemszintű zóna alakult ki a Dunántúl északi felén. Ez elsősorban annak köszönhető, hogy – az országban egyedülálló módon – itt a kisvárosok, sőt a falvak lakói is a megyeszékhelyekkel összevethető, helyenként azt kissé meg is haladó mértékben profitáltak a gazdasági növekedésből (Dusek 2004, Kiss 2003b). Az új, zöldmezős ipari üzemek által kínált munkahelyeket ugyanis – ami a jövedelemnövekedésnek ekkor a fontosabbik eleme volt – nagyjából a falvakból beígázó munkavállalók foglalták el.

2005-re az elmozdulások mértéke még tovább csökkent, azonban irányuk a területi mintázatot tekintve is ellentétesen alakult, mint a 90-es évek második felében. Észak-Dunántúlon szinte mindenhol visszaesett a relatív jövedelmi szint, így több kistérség is a vidéki átlag alá csúszott; tovább romlott néhány dél-dunántúli és dél-alföldi kistérség pozíciója; ám a keleti országrész kistérségei nagy részének valamelyest csökkent a lemaradása.

A területi változások pontosabb nyomon követése a lakossági jövedelmek esetében is csak a térségek növekedési ütemeinek, a volumenindexeknek az összevetésével lehetséges. Ennek lehetőségét azonban korlátozza az a korábban már említett tény, hogy a területi bontásban rendelkezésre álló bevallott *adóköteles* jövedelmek ma jóval kisebb részt fednek le a teljes „rendelkezésre álló” háztartási jövedelmekből, mint 1988-ban és az azt követő néhány évben, így reálértékük még 2005-ben is elmaradt az 1988-astól. A térségek növekedési ütemeinek *abszolút* mértékét így félrevezető lenne elemezni, ám a megyék, kistérségek növekedésének *egymással* való összehasonlítására (egy adott évben vagy időszakban) a számított értékek kiválóan használhatók. Ezt a célt elérhetjük persze más módon is: ha feltételezzük, hogy az egyes években a teljes lakossági jövedelemnek az SZJA-bevallásokban megjelenő hányada a különböző térségekben nem tér el lényegesen egymástól, akkor – az egyes évek térségi jövedelemszintjeit a vidéki átlag százalékában kifejezve e viszonyszámok különböző évekre vonatkozó értékeinek *különbsége* az adott térség relatív jövedelmi helyzetének elmozdulását fejezi ki. (Utóbbi megközelítéssel, ám – az én, a korábbiakban elkülönített 3 *időszak* összevetésére koncentrálnó vizsgálatommal szemben – az *évenkénti* változásokat elemezve mutatja be az adóköteles jövedelmek kistérségi szintű változásait 2003-ig Dusek (2005) munkája, amely az enyémtől eltérő kiindulópontja ellenére a most bemutatandó következtetésekkel a legtöbb tekintetben megegyező eredményekre jutott.)

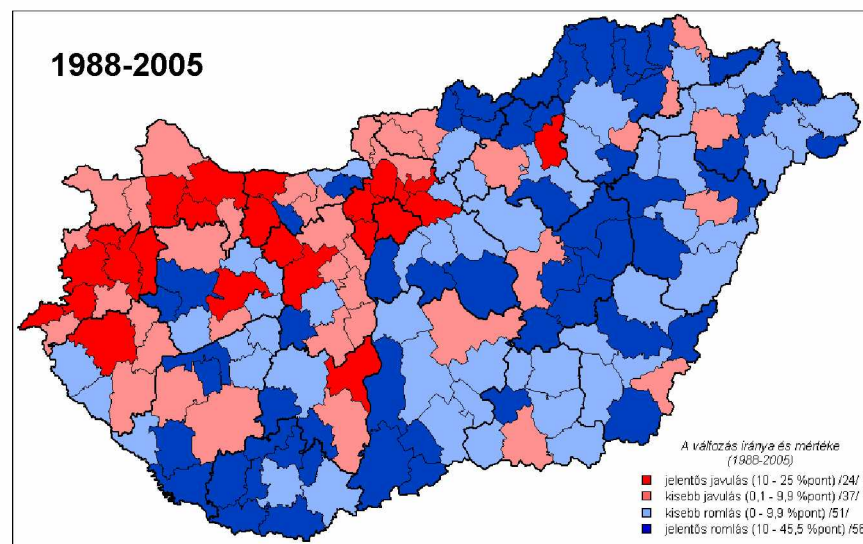
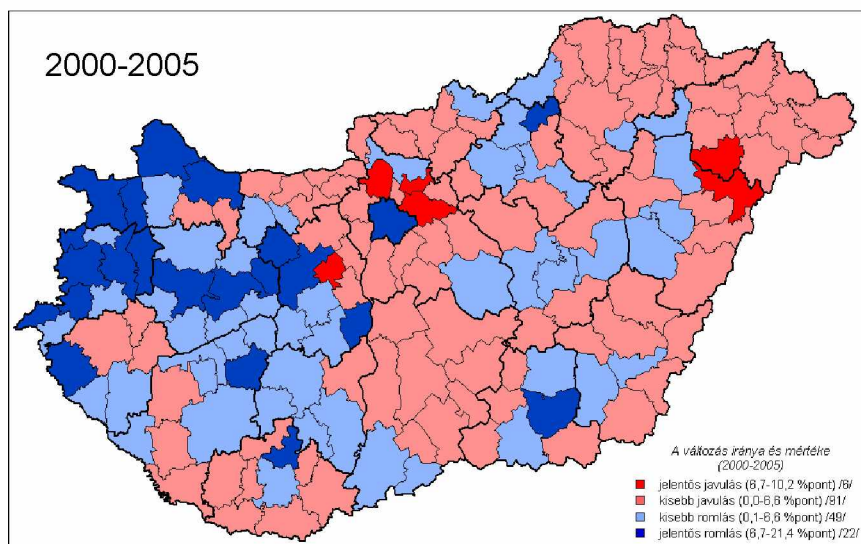
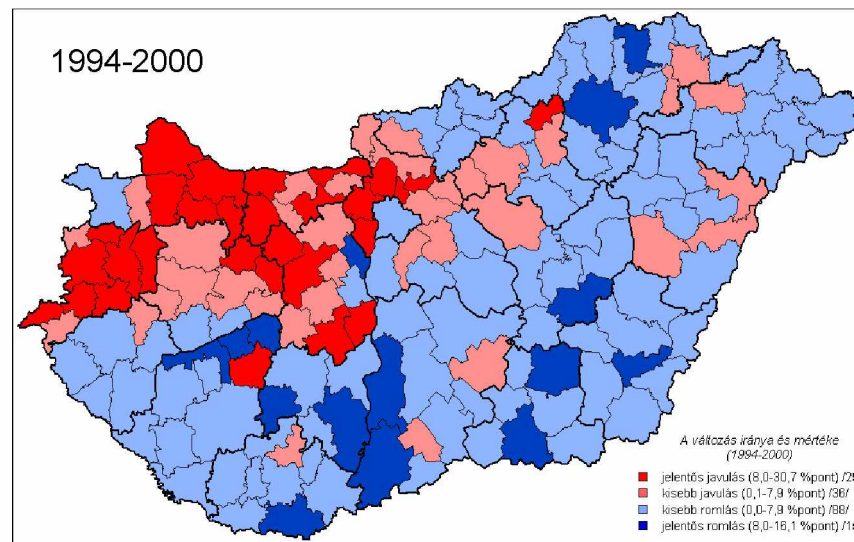
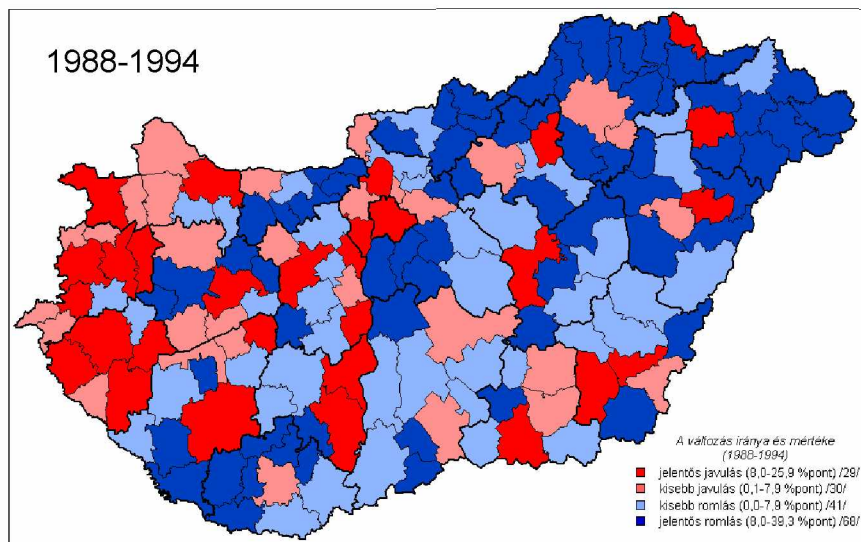
10. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelem reálértékének évi növekedési indexei az 1988-2005-ös időszak egyes szakaszaiban. Az adatok forrása: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.



A bevallott adóköteles személyi jövedelmek *volumenének* megyénkénti változását kiszámítva nagyrészt hasonló regionális trendek bontakoznak ki, mint a GDP volumenváltozását alapul véve. Amint azt a 7. táblázat és a 10. ábra mutatja, egyetlen olyan megye sincs, amelyben az 1988–2005-ös időszak mindhárom vizsgált periódusában a vidéki átlagnál kedvezőbben változott volna a bevallott adóköteles jövedelmek értéke (igaz, olyan is csak egy van, amelyik mindhárom szakaszban elmaradt volna az átlagtól: Baranya). Ez újabb markáns bizonyítéka annak, hogy a rendszerváltás óta eltelt időszak a területi egyenlőtlenségek szempontjából nem tekinthető egységesnek, a szakadatlan differenciálódást hangoztató nézetek nem állják meg a helyüket.

A nagyjából 1994-ig tartó első periódusra vonatkozóan megerősíthető – különösen a kistérségi szintű térképek utalnak erre egyértelműen (11. ábra) –, hogy a különbségek növekedése regionális értelemben alapvetően a nyugati országrész relatív helyzetének javulásával, és az északkeleti országrész egyértelmű hanyatlásával járt együtt (Bódi–Obádovics–Mokos 1999, Dusek 2005). A korszak nyertese a határok megnyílásából leginkább profitáló, és a nyugati tőkebeáramlás által már ekkor érzékelhetően megérintett Nyugat-Dunántúl, valamint a szolgáltató szektor dominanciájának, gazdaságirányító és tőkevonzó szerepének köszönhetően csak mérsékelt foglalkoztatás-visszaesést elszenvedő Budapest; az átlagnál kevésbé visszaeső 7 megyéből ugyanakkor csak Csongrád volt a Dunától keletre. Am legalább ilyen fontos volt a településhierarchia menti tagolódás további erősödése: a főváros és a (megyei jogú) nagyvárosok helyzetének javulása, a falusi térségek jövedelmi hátrányának fokozódása (Nemes Nagy–Jakobi–Németh 2001, Lócsei 2002). A harmadik meghatározó tényező egyértelműen ágazati jellegű: a szocialista nehézipari tengely, illetve a hozzá alapvetően hasonló mecseki ipari körzet összeomlása volt. A legmélyebb megrázkódtatást – a több speciális tényező miatt is „halmozottan hátrányos helyzetbe” kerülő Szabolcs (Kiss 2001) mellett – az összeomló szocialista nehézipar és bányászat megyéi (Borsod, Nógrád, Komárom, Baranya) szenvedték el. A kistérségi szintű, éves jövedelmi adatok tanúsága szerint ezzel szemben a régi ipari térszerkezet *teljesen* felbomlott 1992–1994-re – nemcsak Ózd, Kazincbarcika, Salgótarján és Komló, hanem Ajka, Várpalota, Tatabánya, Székesfehérvár Dorog térségének jövedelmi színvonala is drasztikusan csökkent ekkor –, csakhogy a „tengely” dunántúli fele olyan gyorsan (2-3 év alatt) iparosodott újra ettől kezdődően, hogy az átmeneti nagy visszaesés elkerülte az elemzők jó részének figyelmét (Lőrincz 1996). A bányászati, nehézipari leépülés hatása máig hatóan kimutatható a jövedelmi térszerkezetben, mivel a legnagyobb pozícióvesztést elszenvedő, legnehezebben „magukra találó” kistérségek zöme egykori bánya- és kohászati vidék.

11. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelem reálértékének változási üteme a vidéki átlaghoz képest a kistérségekben az 1988-2005-ös időszak egyes szakaszaiban. (A kategóriahatárok az időszakok hosszával arányosak.) Az adatok forrása: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.



7. táblázat. Az egy lakosra jutó bevallott bruttó személyi jövedelem számított, illetve a teljes lakossági pénzjövedelem volumenének becsült éves átlagos változási ütemei a megyékben az 1988-2005-ös időszak három periódusában (kiemelve a vidéki átlagnál magasabb értékek) Adatforrás: APEH-SZTADI SZJA-adatbázis, illetve KSH STADAT és a „Magyarország Nemzeti Számlái” sorozat kötetei.

MEGYE	1988-1994	1994-2000	2000-2005	1988-2005	A teljes reáljövedelem becsült összes növekedése 1988-2005
Vas	-1,92%	0,98%	3,78%	0,75%	42,5%
Győr-M.-S.	-2,80%	0,63%	4,24%	0,44%	35,2%
Zala	-2,08%	-1,13%	5,33%	0,38%	33,9%
Budapest	-1,68%	-0,73%	3,97%	0,29%	31,8%
Fejér	-3,32%	0,56%	4,38%	0,27%	31,3%
Pest	-4,54%	-0,14%	6,24%	0,09%	27,5%
Veszprém	-3,87%	-0,02%	4,41%	-0,13%	22,7%
Csongrád	-2,64%	-2,07%	5,33%	-0,15%	22,2%
Heves	-4,56%	-0,28%	5,45%	-0,19%	21,5%
Komárom-E.	-5,91%	0,70%	5,91%	-0,21%	21,0%
Tolna	-3,35%	-1,76%	5,28%	-0,32%	18,9%
Hajdú-Bihar	-4,64%	-0,96%	5,86%	-0,34%	18,4%
Bács-Kiskun	-4,73%	-1,38%	6,33%	-0,40%	17,3%
Szabolcs-Sz.-B.	-5,33%	-1,19%	6,82%	-0,42%	16,9%
Somogy	-3,73%	-1,68%	5,28%	-0,42%	16,7%
Jász-N.-Sz.	-4,68%	-1,13%	5,79%	-0,44%	16,5%
Békés	-4,26%	-1,96%	5,60%	-0,63%	12,6%
Borsod-A.-Z.	-5,18%	-1,81%	6,03%	-0,80%	9,5%
Baranya	-5,19%	-1,48%	5,28%	-0,89%	7,8%
Nógrád	-6,45%	-0,98%	6,24%	-0,92%	7,3%
Ország	-3,58%	-0,84%	5,11%	-0,12%	22,9%
Vidék	-4,22%	-0,70%	5,58%	-0,18%	21,8%
Szórás (20 megye)	1,30%	0,94%	0,82%	0,45%	9,3%

Az 1994 és 2000 közötti jövedelemváltozás ütemét ábrázolva kistérségi szintű térképeken ritkán látható egyveretűség figyelhető meg (11. ábra). Noha lényegi romlás már csak kivételképpen, elsősorban következett be, az Észak-Dunántúl külföldi tőkebefektetések nyomán bekövetkező „újraiparosodása” olyan – nagyjából a foglalkoztatás megnövekedéséből származó (Kiss 1998) – jövedelmi előnyt biztosított a térségnek, hogy az általuk meghatározott átlagos növekedési ütemet rajtuk kívül jószerével csak a budapesti agglomeráció térségei tudták elérni. Az átlagosnál jobban gyarapodó 8 megyéből most is csak egyet (Heves) találunk a Dunától Keletre. A korszak jövedelemváltozását ugyanakkor egyértelmű Észak–Dél tagolódás is jellemzi: az Észak-Dunántúl megyéinek kiemelkedő, és Közép-Magyarország és Heves szintén az átlagnál kedvezőbb jövedelmi folyamataival szemben a teljes Dél-Alföld és Dél-Dunántúl lemaradása áll. Ebben az időszakban igen meggyőző a GDP-növekedés és a bevallott adóköteles jövedelem-változás ütemének – megyei szinten megnyilvánuló – *együttmozgása*: akár az abszolút, akár az egy lakosra jutó volumen növekedési ütemét tekintjük, +0,84 a korrelációs együttható értéke, mutatva a liberális gazdaságpolitika által alig korlátozott reálgazdasági tényezők meghatározó szerepét a területi differenciálódásban.

2000 és 2005 között a kapcsolat szorossága kisebb, +0,5 körüli. Ez jórészt arra vezethető vissza, hogy a lakossági jövedelmek növekedését ekkor a központi bérintézkedések erőteljesen befolyásolták, és minthogy ezek mértéke országosan egységes volt, a szegényebb, illetve a közsféra nagyobb súlyával jellemezhető foglalkoztatási szerkezetű megyék számára hozott nagyobb relatív növekedést; a GDP és a személyi jövedelem növekedési üteme közötti kapcsolat azonban így is egyértelmű. A személyi jövedelmeket tekintve azonban még nyilvánvalóbb a 2000. év trendforduló-jellege. Az a 8, döntően közép- és északnyugat-magyarországi megye, amelyekben 1994 és 2000 között az országos átlagnál kedvezőbben változtak a bevallott személyi jövedelmek, 2000-től 2005-ig (Heves, Pest és Komárom-Esztergom kivételével) az átlagosnál kisebb növekedési ütemet mutattak, míg a 2000 előtt az országos átlagtól elmaradó 12 megye *mindegyike* behozott valamit lemaradásából. A növekedés térbeli képének legfontosabb meghatározójává a Nyugat–Kelet tagoltság vált – a Dunától keletre eső térség, illetve Komárom-Esztergom és Pest megyék *előnyével*, a Dél-Dunántúl enyhén, Észak-Dunántúl valamint a főváros egyértelműen lassabb növekedésével. Különösen figyelemre méltó, hogy a jövedelemnövekedés rekordere ebben az időszakban Szabolcs-Szatmár-Bereg (kistérségi szinten a nagykállói körzet), s utána a GDP/fő rangsorban szintén az utolsók közé tartozó Nógrád, illetve Bács-Kiskun következik.

Hogy a jövedelmi térszerkezet lényegében mégis alig változott, annak a jövedelemváltozási ütemek szóródásának csökkenése az oka. A lakossági jövedelmek alakulását tekintve is az 1988-tól 1994-ig tartó, nagyjából a válságperiódussal egybeeső hatéves időszakot jellemezték a legnagyobb területi differenciák: (az éves átlagos növekedési ütemek szórása megyei szinten 1,3, kistérségi szinten 2%). Az 1994 és 2000 közötti hat évet tekintve már lényegesen csökken a változások szórása – megyei szinten 0,94, kistérségi szinten 1,37 –, mégpedig az előző időszakot meghatározó nagy leszakadások hiánya miatt: ugyanazon kategóriahatárok mentén skálázva a vidéki átlaghoz képesti elmozdulást, 68-ról 15-re csökken az erősen lemaradó kistérségek száma, miközben a jelentősen javulóké ugyanúgy 29, mint az első periódusban. A harmadik, 2000-től kezdődő szakaszban hiába cserélődött ki teljesen az átlagnál gyorsabban és lassabban növekedő fajlagos személyi jövedelmekkel rendelkezők köre, a – megyei szinten mindössze 0,82, kistérségi szinten 1,27 %-os – szórás miatt sem történhetett jelentősebb mértékű változás a jövedelmi térszerkezetben. A korszakban csak kivételképpen fordulnak elő nagy kiugrások a kistérségek átlagához képest (8), a jelentősebb eltérések zöme elmaradás (22): kevés kivétellel az Észak-Dunántúlon, de e csoportba tartozik Budapest is (11. ábra). Budapest első ránézésre meglepőnek tűnő – a GDP korszakbéli növekedési pályájával éppen ellentétes – adatában szerepet játszanak például a 2001–2003-as bérintézkedések hatásai, illetve az állami szociálpolitika célzottságának erősödése is, ám valószínűleg egyet kell értenünk Nemes Nagy Józseffel, aki szerint „a főváros-vidék kettősség csökkenésében a lakossági jövedelmek esetén a fővárosi szuburbanizáció, az agglomeráció javuló jövedelempozíciójának hatása az elsődleges” (Nemes Nagy 2005, 142. old.).

A három időszak jövedelmi folyamatainak eltéréseit – az 1988 és 1994 között inkább megyei, 1994 és 2000 között pedig inkább kistérségi szinten megfigyelhető széttagolódást, illetve a 2000 utáni igen markáns béta-konvergenciát – számszerűen igazolják a korrelációs számítások is. A korszak eleji jövedelmi szint és az időszak átlagos növekedési üteme közötti kapcsolatot vizsgálva a vidéki Magyarországon az 1988-as időszakban csak kistérségi szinten mutatkozik – pozitív – összefüggés ($r = 0,41$), elsősorban a településhierarchia menti széttagolódás erősödésének köszönhetően; az inkább a nyugat-kelet dimenzió, illetve a korábbi nehézipari jelleg által meghatározott megyei szintű jövedelemváltozás független volt a fejlettségi szinttől ($r = -0,02$). 1994 után, a településhierarchia növekedést meghatározó szerepének eltűnése, s a korábban is átlag fölötti észak-dunántúli, közép-magyarországi térségre koncentrálódó dinamika miatt a megyei szinten sokkal erősebb a kapcsolat az indulóhelyzet és a változás között ($r = 0,63$, a kistérségi szinten 0,21). A nivellálódás mindkét szinten egyértelmű, ám – ismét elsősorban a dunántúli megyéknek köszönhetően – különösen a makroregionális értelemben igen erős (megyei szinten $r = -0,77$, a kistérségek esetében $-0,50$). Szignifikáns a 2000 előtti és az azt követő időszak növekedésének ellentétes térszerkezete is: megyei szinten $-0,51$, a kistérségek viszonylatában $-0,38$.

Ha azonban a korszak egészét – az 1988 és 2005 közötti *összesített*, egy lakosra jutó adókötelesjövedelem-változást – tekintjük, abban még mindig az 1988 és 1994 közötti válságperiódus szerepe domináns. Ezt mutatja a korrelációs számítás (mindkét területi szinten nagyjából 0,8 a korrelációs együttható értéke), ám nyilvánvalóan látszik a megfelelő

jövedelemnövekedési térképek összevetéséből is: az összesített változás a három korábbi periódus közül egyértelműen az első, 1988-1994-es időszak hasonló térképére hasonlít a legjobban. Az átmenet másfél évtizedének legnagyobb nyertese a Nyugat-Dunántúl, de egyértelmű a főváros, Pest és Fejér megye átlagnál gyorsabb növekedése is; míg a legjelentősebb pozícióvesztést a tartósan alacsony dinamikájú Dél-Alföld és Dél-Dunántúl, valamint az 1990 körüli nagy megrázkódtatást a 2000 óta kibontakozott erőteljesebb növekedéssel sem ellensúlyozni képes Nógrád és Borsod-Abaúj-Zemplén szenvedték el. Kistérségi szinten elsősorban Budapest és agglomerációja, valamint Nyugat-és Közép-Dunántúl kistérségeinek többsége, az elmaradott régiókban pedig leginkább a megyeszékhelyek tartoznak a nyertesek közé (kivétel a nehéziparának elvesztését teljesen máig ki nem heverő Pécs, Miskolc, s különösen Salgótarján). A legnagyobb veszteségek térségei néhány önálló sziget – köztük további egykori ipari körzetek, mint Ajka, Oroszlány, Dorog – mellett négy nagyobb összefüggő foltban sorakoznak. Az északi határvidéken (Szécsénytől Encs és Szerencs kistérségéig) egykori iparukat elvesztő kisvárosi, kistelepülési körzetek találhatók (Ózddal és Salgótarjánnal kiegészülve), de ugyanez a kettős problematika jellemzi tulajdonképpen a Baranya, Somogy és Tolna határain található kistérségcsoportot is. A harmadik ilyen egység „egy viszonylag nagy kiterjedésű, és kifejezetten a folyót szegélyező, az iméntiekhez sok tekintetben hasonló gyökerű és súlyosságú problémákkal rendelkező egybefüggő belső periferia” a Tisza mentén az Alföld közepén, amelynek létezését egy korábbi, teljesen eltérő módszerű – klasszikus leíró geográfiai eszközökkel operáló – tanulmányunkban már kimutattuk (Kiss-Löcsei 2005, 137-138. old.). Ez a térség rossz elérhetősége és a szűkülő ingázási lehetőségek mellett az agrárszektor tartós válsága miatt is hanyatlik. Hasonló problémákkal küzd – bár némileg kedvezőbb pozícióból kiindulva – a negyedik, a Duna bal partján Bácsalmástól Kalocsáig tartó zóna lakossága is.

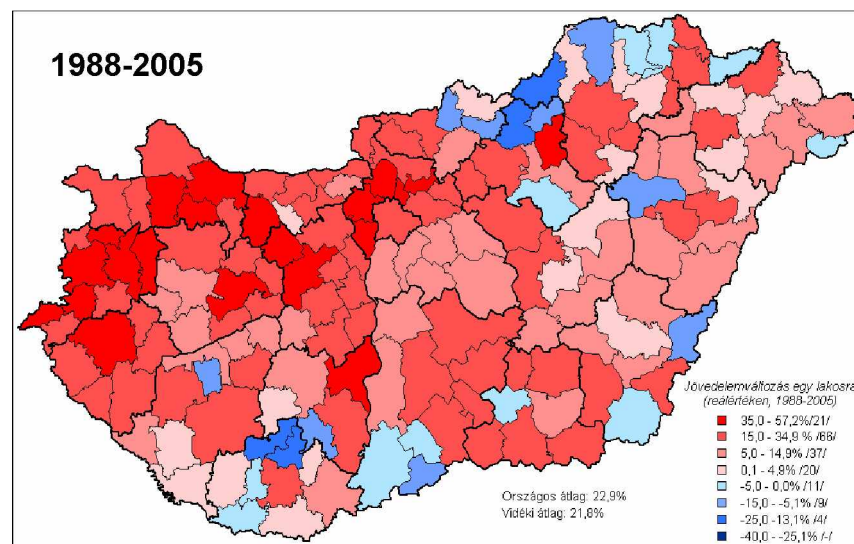
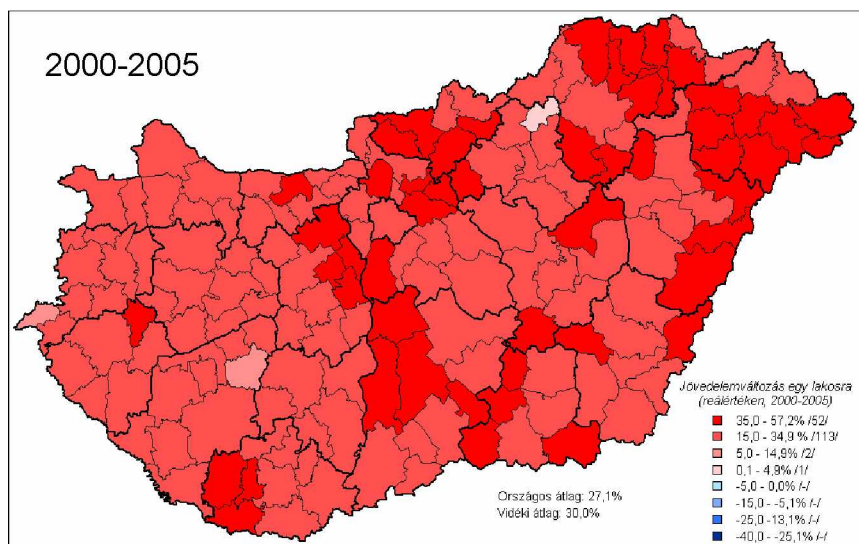
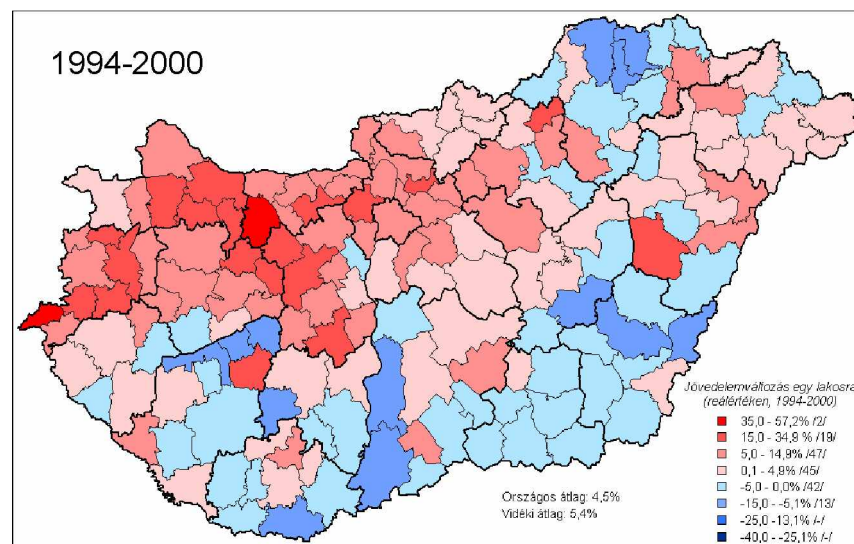
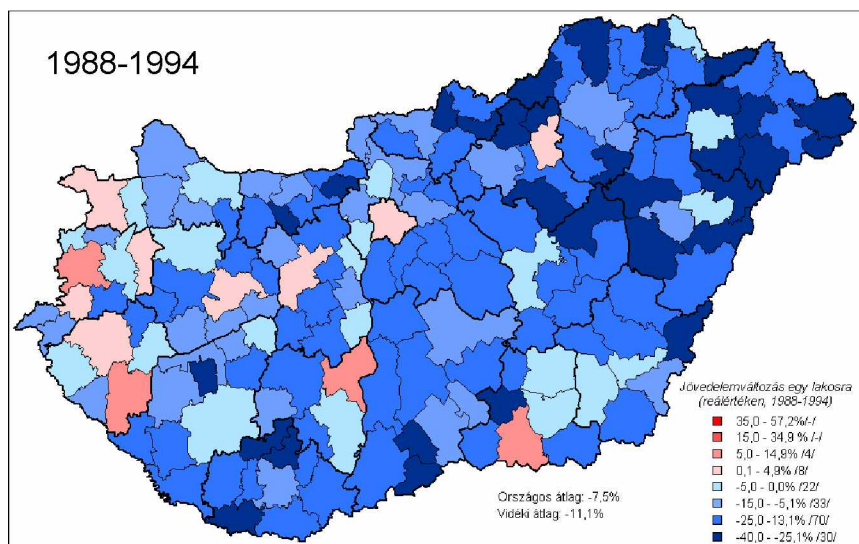
Indokolt azonban megvizsgálni azt a kérdést is, hogy vajon *abszolút értelemben* hogyan változott a társadalom jóléte: jobban, vagy rosszabbul élnek ma az emberek, mint „négy éve”, illetve a rendszerváltás pillanatában? Ennek kiderítésére az adóköteles jövedelmek a már ismertetett tulajdonságaik miatt önmagukban alkalmatlanok, a makrostatisztikailag kimutatott, a háztartások rendelkezésére álló teljes pénzbeli jövedelem idősoros adatai viszont csak országos összesítésben állnak rendelkezésre. Feltételezve azonban, hogy az adózásba bekerülő jövedelemnek a teljes jövedelemhez viszonyított *aránya* térségenként csak kevésbé eltérő mértékben változik, akkor a feladat – megfelelő óvatossággal kezelve az eredményeket – megoldható. Hangsúlyozni kell természetesen, hogy a teljes lakossági jövedelem térségenkénti *színvonalának* becslésére az ilyen módon végzett

jövedelem-dezaggregálás kevésbé alkalmas – erre vonatkozóan megbízhatóbb módszereket tartalmaz Jakobi Ákos önállóan (1999), illetve velem közösen jegyzett tanulmánya (Jakobi–Kiss 2003) –, nagyon kézenfekvő azonban a jövedelemszint-változás mértékének összehasonlítására.

Az egy főre vetített pénzbeli jövedelmek reálértéke 2005-ben országosan mintegy 23%-kal volt magasabb, mint 1988-ban: az előrelépés tehát nyilvánvaló. E mögött az átlag mögött azonban, mint azt a 12. ábra mutatja, időszakonként és térségeként is rendkívül heterogén folyamatok állnak. A legszembetűnőbb, hogy a számítás eredményei szerint, az országosan jelentős növekedés ellenére még 2005-ben is 24 olyan kistérség volt, ahol az egy lakosra vetített jövedelmek reálértéke kevesebb volt az 1988-asnál. Zömük a már említett észak-magyarországi határmente sávjában van, másik részük a pécsi kistérség szomszédja, de ide tartozik Felső-Bácska mindhárom körzete is. 4 kistérségben a 13%-ot is meghaladja a jövedelem-visszaesés (Ózd és Pétervására, illetve Komló és Sásd): a „rekorder” *Komló* körzete 24%-os elmaradással. 21 kistérségben viszont több mint 35%-kal „jobban éltek” 2005-ben, mint 1988-ban. A rekorder a téti kistérség (55% javulás), ám két kivétellel (Eger, Paks) az Észak-Dunántúlon vagy Budapest agglomerációjában találhatók a többiek is – zömmel olyan körzetek tehát, amelyek már 1988-ban az átlagosnál kedvezőbb pozícióban voltak. Mindennél élesebben ötlük szembe azonban három időszakunk eltérő karaktere is. 1994-ig a képet az általános visszaesés határozza meg, amely a legszélső esetben (Komló) 40%-os (!) jövedelemcsökkenést jelentett; ugyanakkor az ország lakosságának mintegy 30%-át tömörítő 12 kistérségben már az időszak végére meghaladta a jövedelemszint az 1988-ast. 2000-re a kistérségeknek már kétharmada került a reáljövedelem-növekedés fázisába, de még ekkor is csak 40 körzetben érte el a jövedelemszint az 1988-ast; igazán markánsra pedig csak mintegy 20, zömmel iparosodó dunántúli kistérségben vált a javulás (a rekorder Kisbér térsége hat év alatt 41%-os reáljövedelem-növekedéssel, az átlagos 5%-kal szemben). A harmadik periódus a kivétel nélküli, nagyfokú, de viszonylag kevésbé szóródó – öt év alatt átlagosan 30%-os, de két esetet leszámítva mindenhol 15%-nál nagyobb – jövedelemnövekedés periódusa (bár a rekorder Nagykálló térségében 57% a növekmény, ez nem volt elegendő a vidéki átlag kétharmadának megfelelő jövedelemszint eléréséhez sem).³³

³³ Meg kell jegyezni természetesen, hogy, miután egyedi évek adatait hasonlítjuk össze, egy-egy, csak az adott évre jellemző konjunkturális hatás is befolyásolja a változásokat. Ilyen pl. Belpátfalva kistérsége, amelynek addigi domináns nagyvállalata, a cementgyár 2000-ben bezárt, és az itt kifizetett végkielégítések az előző évhez képest 20%-kal növelték a kimutatott jövedelemszintet, ami a következő évre természetesen jelentősen visszaesett, és csak 2005-re sikerült a „rendes” növekedés révén újra elérni azt (Dusek 2005). A térségek döntő többségének megítélését, illetve az általános következtetések érvényét azonban mindez nem befolyásolja.

12. ábra. Az egy lakosra jutó teljes, *pénzbeli* rendelkezésre álló jövedelem becsült reálértékének változási üteme a kistérségekben az 1988-2005-ös időszak egyes szakaszaiban. (A kategóriahatárok minden évben azonosak.) Adatforrás: KSH STADAT, APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.



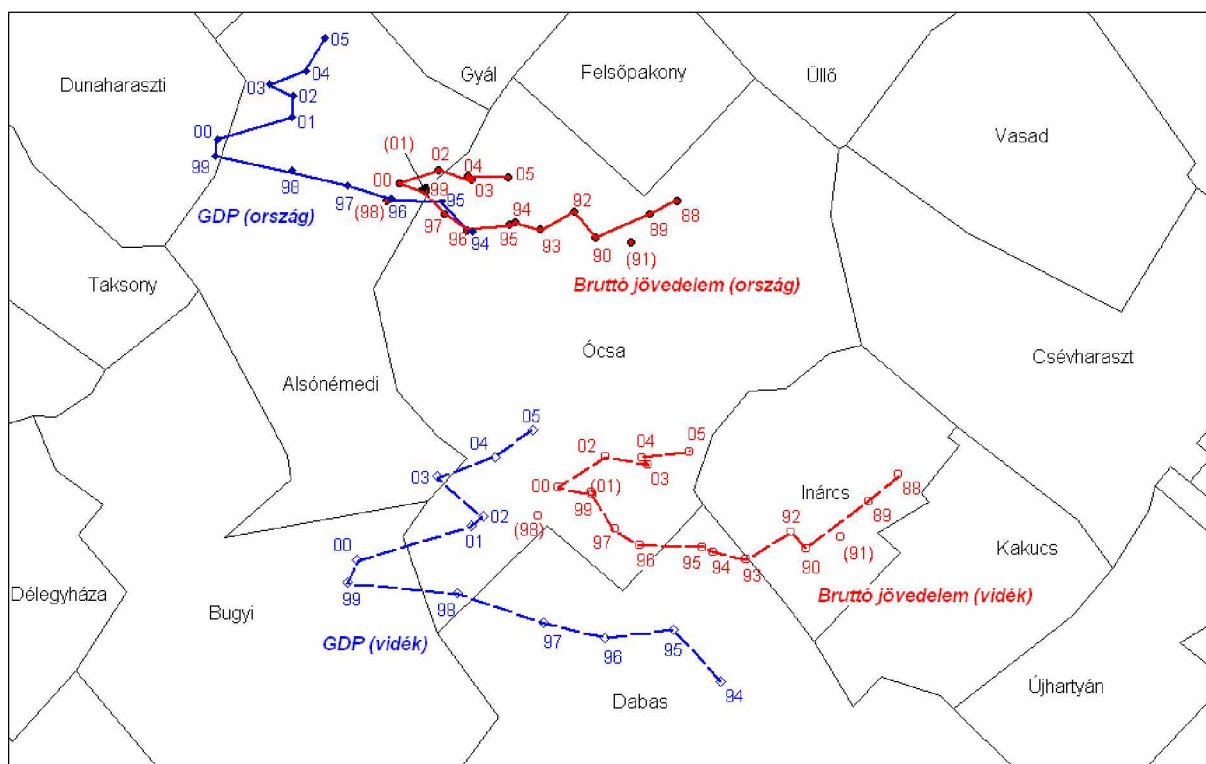
A rendszerváltás óta eltelt időszak területi jövedelmi folyamatainak szemléletes összegzésére, a változások irányának és mértékének egyidejű, tömör jellemzésére kínál lehetőséget a *súlypontszámítás* módszere.

Az adóköteles bevallott jövedelmek súlypontjának meghatározásakor a települések (a KSH-tól megkapott) középponti koordinátáinak az adott évi adóköteles jövedelem-tömegükkel súlyozott átlagát számítottam ki 1988-tól 2005-ig. A GDP esetében, minthogy itt csak megyei adatok álltak rendelkezésre, a megyei GDP-k dezaggregálásának leggyakoribb, egyszerű módját választva (Lőcsei–Németh 2006), az adóköteles személyi jövedelmek arányában osztottam szét településekre a megyei GDP-t, és így végeztem el a súlypontszámítást az 1994–2005-ös időszakra. Ám ezt követően, a módszer szakirodalomban szereplő, általános formáján (Nemes Nagy szerk. 2005) túllépve, finomítottam az eljáráson. Erre azért kerítettem sort, mert a súlypontelemzés eredetileg az *abszolút* jövedelemtömegek, nem pedig a fajlagos, *egy lakosra vetített* jövedelemszínvonal jellemzésére szolgál; márpedig számunkra igazán utóbbi az érdekes. A jövedelemtömeg súlypontjának időegység alatti elmozdulása ugyanakkor felfogható két tag – az egy lakosra jutó jövedelemszint változásának, illetve a népességi súlypont elmozdulásának – vektoriális összegeként is. Egy jövedelmi súlypont tehát nemcsak akkor mozdulhat el – például – dél felé, ha a déli térségek jövedelemtermelő képessége összességében jobban nő, mint az északiaké, hanem akár akkor is, ha az északiak fajlagos jövedelme növekszik ugyan jobban, ám sokan költöznek északról délre. Magyarország esetében pedig a népességi súlypont (vidéki viszonylatban) 1988 és 2005 között monoton, egyirányú mozgással északnyugat felé tartott (északi és nyugat irányban is pontosan 1-1 km az elmozdulás), így e hatás nem jelentéktelen. A népességvándorlás – mostani elemzésünk szempontjából – torzító hatásának kiszűrése érdekében a *2005-ös standard népességeloszlást* vettem alapul a többi évre vonatkozóan is: azaz a kiszámított „abszolút” népességi súlypontok koordinátáiból minden évben kivontam az adott év és 2005 között bekövetkezett népességsúlypont-változás mértékét. Az ilyen módon kapott eredményeket foglalja össze a 13. ábra és a 8. táblázat.

A 13. ábra jól szemlélteti, de ki is egészíti a korábbi következtetéseket. Akár az országos, akár a vidéki súlypontokat vesszük alapul, mindkét jövedelemtípus térszerkezetének változása hasonló irányú. Különösen így van ez 2000 előtt: egyértelmű, markáns trend a nyugatra tolódás, a nyugati térségek kedvezőbb jövedelemalakulása. 2000 (a GDP esetében 1999–2000) után mindkét esetben megfigyelhető a trend változása. A személyi jövedelmeket tekintve ez egyértelmű visszafordulást jelent kelet felé – a nyugati irányban bekövetkezett addigi, a vidék viszonylatában 7,6 km-es elmozdulásból 3 km-t tér vissza a súlypont, és országos összesítésben is a korábbi elmozdulás 40%-a „vész el” ezzel –, s a nyugat–kelet komponenst tekintve körülbelül az 1995-ös helyzetébe tér vissza a súlypont. A GDP-t tekintve a változások sebessége gyorsabb: míg a vidéki jövedelmi súlypont 12 év alatt mozdult 8 km-t nyugatra, addig a GDP-nek ehhez mindössze 5 évre „volt szüksége” 1994-től 1999-ig. 2000 után pedig a korábbi elmozduláshoz képest kisebb a keleti irányú visszatérés, s csak az 1997-98-as szintig vonul vissza a súlypont kelet–nyugat koordinátája, igazolva, hogy a konvergencia, bár jól érzékelhető, kisebb mértékű, mint a személyi jövedelmek esetében. Így a GDP súlypontja mind az országos, mind a vidéki adatok szerint nyugatabbra tolódott, mint a személyi jövedelmeké.

A kelet–nyugat irányú elmozdulással szemben 1993–94 óta egyértelmű és jelentékeny mértékű a súlypont észak felé vándorlása is. 1994-hez képest 2005-ben már nagyobb a súlypont elmozdulásvektorának északi, mint nyugati komponense. Ez a korábban ismerttetett

13. ábra. Az adóköteles jövedelem illetve a GDP országos és a vidéki súlypontjainak mozgása 1988-2005 (a GDP esetében 1994-2005), 2005-ös népességeloszlást alapul véve. Adatforrás: Különböző KSH-kiadványok és KSH STADAT (GDP, település-koordináták), illetve az APEH SZTADI adatbázisa (személyi jövedelem). A zárójelbe tett évszámok (1991, 1998, 2001) esetében a jövedelmi súlypontokat a jövedelemadó-adatbázis jelentős hibái miatt nem kötöttem össze a szomszédos évekkal.



8. táblázat. A jövedelmi és népességi súlypontok távolságának változásai 1988-2005. A zárójelbe tett értékek a személyi jövedelemadó-adatai az adatbázis jelentős hibái miatt bizonytalanok.

Év	A bruttó jövedelmek és a népesség súlypontjának távolsága, km		A GDP és a népesség súlypontjának távolsága, km	
	ország	vidék	ország	vidék
1988	7,7	7,2	--	--
1989	8,2	7,9	--	--
1990	9,3	9,4	--	--
1991	(8,6)	(8,6)	--	--
1992	9,9	9,7	--	--
1993	10,6	10,8	--	--
1994	11,2	11,4	12,1	12,0
1995	11,3	11,7	12,9	12,7
1996	12,2	13,1	14,0	14,2
1997	12,8	13,6	15,0	15,5
1998	(14,1)	(15,3)	16,3	17,2
1999	13,3	14,1	18,1	19,7
2000	13,9	14,8	18,1	19,4
2001	(13,3)	(14,1)	16,5	16,8
2002	13,1	13,8	16,6	16,5
2003	12,3	12,8	17,2	17,5
2004	12,4	12,9	16,5	16,2
2005	11,5	11,9	16,4	15,4

módszerekhez képest is egyértelműbben utal arra, hogy a növekedésben, különösen a gazdasági teljesítmény terén, észak–dél megosztottság is van. A lassabban növekedő térségek többsége a rendszerváltás körüli válság óta rendre délen található – a leglassúbb növekedés Dél-Alföldet és Dél–Dunántúlt jellemzi –, a dinamikus megyék (1994-től 2000-ig Észak–Dunántúl és Közép–Magyarország, az ezredforduló óta pedig Komárom, Pest, Budapest és Borsod) mind északiak.

Végül az elmozdulások *mértékeinek* összehasonlítása is megerősíti az eddigieket. Egyrészt, a GDP változásának üteme, szélsőségesége jóval nagyobb, mint a lakossági jövedelmeké, mutatta a lakossági jövedelemalakulás szélsőségeit tompító hatások, kiemelten az állami újraelosztás jótékony, egyenlőtlenségeket csökkentő szerepét. Másfelől mind a GDP, mind a személyi jövedelmek vonatkozásában a vidéken belüli változások jóval nagyobbak, mint a Budapesttel együtt számítva adódó mozgások, ami egyrészt persze Budapest méretéből és elhelyezkedéséből adódik, de jelzi a vidéken belüli makroregionális tagozódás növekvő szerepét a területi jövedelemegyenlőtlenségek alakításában.

Az adatok alapján tehát mára egyértelműnek tűnik, hogy a területi jövedelemegyenlőtlenségek alakulásában nem véletlen ingadozás, hanem tényleges irányváltás történt az ezredforduló óta, sőt ennek okaira vonatkozóan is egyre inkább relevánsnak tűnő magyarázatokkal rendelkezünk. Az *okok* egyik csoportja a piacgazdaság spontán folyamataira, önmozgására vezethető vissza: az exportvezérelt növekedés lelassulása, az északnyugat-magyarországi ipari dinamika megtorpanása, illetve szabad munkaerővel jobban rendelkező térségekre, pl. egyes észak-magyarországi városokra való áttérjedése; a Budapest és egyes vidéki nagyvárosaink körüli lakossági és gazdasági szuburbanizáció intenzívebbé válása és térbeni kiterjedése. Másik részük az állam tevékenységével, politikai tényezőkkel hozható összefüggésbe (ilyenek a minimálbér-emelések és a közalkalmazotti béremelések már bemutatott kiegyenlítő hatása, illetve az állam közvetlen gazdasági szerepvállalásának pl. az autópálya-építésekben testet öltő növekedése, valamint a szociálpolitikai támogatások célzottságának fokozatos javulása). Hangsúlyozni kell ugyanakkor, hogy a jövedelem csak egyetlen – és talán a leggyorsabban változni képes – eleme a társadalmi egyenlőtlenségrendszernek. Hatása még a vele közvetlen kapcsolatban álló anyagi jóléti mutatókban (fogyasztás, vagyon) is csak időbeli késéssel jelenik meg, számos más egyenlőtlenségi dimenzió (foglalkoztatás, iskolázottság, egészségi állapot stb.) pedig többé-kevésbé független tőle. Ezért fölöttébb indokolt a kérdés, hogy vajon a területi egyenlőtlenségekben *általános* trendfordulat, a különbségek mérséklődésének időszaka köszöntött-e be? A foglalkoztatás szórványos adatainak elsődleges elemzése mindenestre a

jövedelmi egyenlőtlenségek változásával azonos trendre utal. A 2005-ös mikrocenzus eredményei szerint csökkentek a 20 megye egyenlőtlenségei a 2001-es népszámláláshoz képest: a korreláció a 2001-es aktivitási szint és a 2001-2005 közötti aktivitásisint-változás között $-0,53$. A munkanélküliségi adatok is hasonló folyamatot jeleznek: a Foglalkoztatási Hivatalnak a regisztrált munkanélküliségi ráták évi átlagos szintjét tartalmazó megyesoros adatai szerint a megyék 2000. évi munkanélküliségi rátája és a ráták 2000–2004-es változása között $-0,48$ a korreláció. Egyértelmű tehát a konvergencia: a jobb foglalkoztatási helyzetű megyékben jobbra kedvezőtlenebb, az alacsonyabb foglalkoztatási szintű, nagy munkanélküliséggel sújtott megyékben pedig inkább kedvező munkaerőpiaci változások történtek a jelzett időszakban.

Mégis úgy vélem, hogy „általános érvényű”, netán „visszafordíthatatlan” trendfordulatról beszélni egyelőre elhamarkodott lenne. Egyrészt az egyenlőtlenségrendszer számos eleméről (iskolázottság, lakáshelyzet, egészségi állapot, érdekérvényesítő képesség, lakossági infrastruktúra, kultúra, fogyasztás, K+F szektor, innovációs és információs adaptivitás stb.) nem rendelkezünk átfogó területi elemzésre is alkalmas idősoros adatokkal, vagy egyelőre hiányoznak az ilyen szempontú vizsgálatok. (E dimenziók többségének elemzése módszertani szempontból is sokkal nehezebb, mint a jövedelmi viszonyoké.) Másrészt a rendelkezésre álló, elemezhető területi idősorok egyelőre viszonylag rövidek és/vagy területileg nem eléggé részletezettek; de nem tisztázott az egyes, a kiegyenlítődés irányába ható tényezők súlya sem. Így nem tudható, hogy mennyiben tekinthető pusztán konjunkturális hatásnak a kimutatott nivellálódás, s hogy a hazai gazdaságban remélt, az ezredforduló után bekövetkezettnél „egészségesebb” és erőteljesebb, exportvezérelt növekedés megindulása vajon nem állítja-e meg, vagy fordítja esetleg vissza a megindult területi kiegyenlítődést? S nem tudható egyelőre az sem, hogy a területi egységek közötti jövedelmi kiegyenlítődés hosszabb távon is csak a térbeli dimenzióban mutatható-e ki – vagyis a különböző helyzetű társadalmi csoportok területi elkülönülése, szegregációja oldódik csupán –, vagy az emberek közötti jövedelmi stb. különbségek is csökkenésnek indulnak-e. (Ha így lenne, akkor a regionális nivellálódás a társadalmi reálfolyamatok területi megjelenését, „metszetét” jelentené, s tartóssá válására is nagyobb lenne az esély.) Mindez tehát további vizsgálódásra ösztönöz, sőt megkövültatható: a közeljövő hazai területi kutatásai előtt álló egyik legnagyobb kihívást jelenti.

3. A társadalmi struktúra főbb elemeinek területi különbségei és összefüggésük a jövedelmi térszerkezettel

3.1. A jövedelemegyenlőtlenségek tényezői: egy lehetséges klasszifikáció

Dolgozatom most következő részében az előző fejezetben bemutatott folyamatok nyomán a közelmúlta – 2003-ra – kialakult jövedelmi térszerkezet megértésére, magyarázatára teszek kísérletet. A területi jövedelmi egyenlőtlenségek egyes tényezőire a hazai területi kutatók vizsgálatainak áttekintése kapcsán, az 1.2. fejezetben utaltam már, a 2. fejezet elemzései során pedig egy-egy, az eredményekből következő, a különbségek hátterében felbukkanni látszó tényező logikailag levezethető hatására is utaltam. Az egyenlőtlenségekben szerepet játszó tényezők pontosabb azonosítása s differenciáló hatásuk *mérése, összehasonlítása* azonban csak szisztematikus, *empirikus* elemzéssel lehetséges.

Elemzésem e ponttól elsődlegesen *keresztmetszeti* jellegű. A 2. fejezetben ismertetett vizsgálatok ugyanis, ahogy arra többször is kitértem, azt bizonyították, hogy a jövedelmi térszerkezet alapvonásaiban meglehetősen stabil, s 1988 óta a nagymértékű gazdasági–társadalmi átalakulások közepette sem változott lényegesen. E területi egyenlőtlenségi mintázat hátterében tehát mélyebb, csak nehezen és lassan változó – kiinduló hipotézisem szerint *strukturális* – okoknak kell lenni.

A *struktúra* (szerkezet) általános jelentésű fogalom, a rendszerelméletnek központi, de a különböző tudományoknak is egyik leggyakrabban használt kategóriája. A fogalom nagyszámú, egymástól többé-kevésbé eltérő definíciójában – lásd pl. Szabó (2006) és Czirfusz (2007) gyűjtését – sajátos kettősség figyelhető meg. Az egyszerűbb értelmezés szerint a struktúra valamiféle „egész” alkotóelemeinek (részeinek, csoportjainak) összessége. A struktúra-definíciók másik része ugyanakkor az elemek elrendeződésének, összefüggésének szerepét, s ezek – elem, helyzet, kapcsolódás – egységét emeli ki a struktúra lényegeként, rámutatva, hogy az egység több, mint a részek pusztá összessége: mint egész önmagában is értelmezhető, tulajdonságokkal rendelkezik és igen gyakran valamiféle funkciója is van. Természetesen van példa a mindkét megközelítést magában foglaló, kettős értelmezésre is (Szabó 2006).

A következőkben bemutatandó vizsgálatokban inkább az elsőként említett, egyszerűbb közelítésben, azaz az „összetétel” értelemben használom a fogalmat, s ezen belül is a társadalom, illetve a gazdaság különféle alapokon elkülöníthető csoportjainak a területegységeken, mint „egészen” belüli, eltérő arányait tekintem „strukturális” tényezőknek, s ezeket használom a területi jövedelemegyenlőtlenségek magyarázatára.

A különféle strukturális természetű csoportok egy része hierarchikus rendbe szervezhető (*graduális* jellegű), sőt maga a hierarchia e csoportképzés alapja: ilyen például az iskolázottság (analfabétáktól a diplomásokig), vagy a településméret (az 500 lakos alatti kistelepülésektől a százezer főt meghaladó hazai „nagyvárosok” kategóriájáig). Más esetekben a csoportosítás lehetőségét más természetű, de szintén „természetesen adódó” *nominális* kategóriák adják: férfi–nő, idős–fiatal, mezőgazdaság–ipar–szolgáltatás,

nemzetiségi és vallási tagozódás stb.; léteznek továbbá e szempontból átmeneti jellegű struktúrák is.³⁴ Ugyanakkor egyik csoportosítás, még a graduális jellegűek sincsenek *közvetlen*, elvi kapcsolatban a jövedelmek szintjével. Hiszen „hol van az megírva”, hogy a férfiaknak többet kell keresniük, mint a nőknek, hogy a modern üzleti szolgáltatásokban dolgozóknak magasabb a jövedelme, mint azoknak, akik a mezőgazdaságban keresnek megélhetést; hogy a szellemi munka jövedelmezőbb, mint a fizikai? De még csak arra sincs semmiféle elvi kényszer, hogy a magasabb iskolai végzettség magasabb jövedelmet jelentsen, vagy hogy a nagyvárosok „levegője” gazdagabbá tesz, mint az aprófalvaké.³⁵ A társadalmi *tapasztalatok* utalnak csupán arra, hogy e tényezők, az egyes strukturális csoportokhoz tartozás ténye a legtöbb esetben, ha nem is függvényyszerű, de jól érzékelhető sztochasztikus kapcsolatban van – az egyének szintjén csakúgy, mint az egyes területi egységek vonatkozásában – a jövedelmi helyzettel (általánosabban fogalmazva, ha tetszik, a jövedelmi struktúrával). Ez a hatás, amit röviden akár „a struktúrák ereje”-ként is megfogalmazhatunk, a társadalomelméletek egyik legáltalánosabb dilemmájához vezet. A dilemmában való állásfoglalásunk ugyanakkor az empirikus társadalmi kutatások szempontjából – így a területi kutatások szempontjából is – az egyik legegységesebb kiindulási alapot, vagy legalábbis viszonyítási pontot kínálja (Giddens 1995). A kérdés lényege, hogy „mennyiben vagyunk a saját életfeltételeinket aktívan meghatározni képes, kreatív cselekvők? Vagy amit teszünk, az jobbra olyan társadalmi erők következménye, amelyek felett nincs hatalmunk?” (Giddens 1995, 666. old.) A szociológiai irányzatok többségével egybehangzóan magam is a második lehetőséget tartom meghatározóbbnak, azaz a társadalmi tényezők – ez esetben a társadalmi struktúra különböző dimenzióinak – lehetőségeinket korlátozó, így többek között a területi (jövedelem)egyenlőtlenségek viszonyait is meghatározó jellegét emelem ki.

A strukturalista megközelítések a XX. században az egész társadalomtudományt, így a geográfia számos irányzatát is áthatották. A Ferdinand Saussure és Claude Lévi-Strauss nyomán a szociológiában, illetve a kulturális antropológiában kifejlődött strukturalista irányzat például a *nyelvi* struktúrák társadalmi cselekvéseket meghatározó erejéből kiindulva vizsgált egyes társadalmi jelenségeket. Anthony Giddensnek a modern geográfiában az 1980-as években jelentős érdeklődést kiváltó, hágerstrand alapokon építkező struktúraelmélete a *tér-idő*-struktúrák cselekvéseinket korlátozó jellegére, ugyanakkor cselekvéseink által újratermelő (vagy megváltozó) szerepére alapoz (Giddens 1994). Amerikai szociológusok egy csoportja pedig a múlt század közepén egészen odáig „merészkedett”, hogy a *társadalmi* struktúráknak funkciót – mi több, pozitív, a kohéziót

³⁴ (Jellegzetesen ilyen a településtípus szerinti csoportosítás, amelynek alapkategóriáiban – , szórványtelepülés, falu, város – is egyértelműen benne van a méret szempontja, de geográfiai értelemben mégsem ez a megkülönböztetés alapja. A legelterjedtebb finomabb tagolás azonban már direkt módon utal a hierarchiára: aprófal, óriásfal, kisváros, nagyváros és így tovább).

³⁵ Mint ahogy, ha nem is túl gyakran, adódtak rá példák a történelemben, hogy a fenti összefüggések nem érvényesültek, sztochasztikusan sem voltak igazak. Egyes anyagjogi társadalmakban például a nők pozíciói voltak a kedvezőbbek, vagy – mint Engels híres műve bizonyítja – az ipari forradalom Angliájában az ipari munkások jövedelmi viszonyai elmaradtak a mezőgazdasági dolgozókéétól is; a kapitalizmus előtti korszakokban – vagy akár a kelet-európai államszocializmusok egyes időszakában – pedig az iskolázottság szintje nem volt szignifikáns hatással a jövedelmekre, stb.

elősegítő, sőt a társadalmi harmóniát megteremtő funkciót – tulajdonítson. Ez az irányzat – amelynek emblemikus alakja Talcott Parsons, ám a felfogás lényegét legtömörebben kifejező alapvetés Kingsley Davis és Wilbert Moore (1945) rövid tanulmánya, és amely úgy véli, hogy a különböző társadalmi csoportok közötti jövedelemkülönbségek szükségesek, funkcionálisak a társadalom üzemszerű működése szempontjából – mindmáig az egyik legnépszerűbb társadalomelméleti megközelítésnek számít („strukturalista–funkcionalista” iskola).

Az én felfogásom mégsem sorolható teljesen egyik, „strukturáliszmusnak” nevezett irányzatba sem, mivel nem általános érvénnyel, hanem csupán az adott kérdésre szorítkozóan állítom középpontba a struktúrák szerepét, vélem elsődlegesnek, meghatározónak a társadalom strukturális tagozódásának szerepét. Semmiképpen sem determinisztikusnak azonban. Kiindulópontom ugyanis megegyezik azzal, amit Enyedi György a társadalomföldrajz (Enyedi 1987), Nemes Nagy József pedig a regionális tudomány (Nemes Nagy 2003) tudományos megközelítésmódjára vonatkozó, elméleti alapvetésként elfogadható írásában kifejt: hogyan ti. valamennyi, térbeli társadalmi jelenséget, így – a területi jövedelemegyenlőtlenségek hatótényezőit is – a területiség szempontrendszer és a társadalmi tartalom kettősségében kell elsődlegesen és egyidejűleg szemlélni. Magam ezt a kettősséget kombinálok a strukturális, illetve a nem strukturális természetű hatótényezők elkülönítésével, így egy 2x2-es osztatú csoportosítást hozva létre, amely véleményem szerint még jobb eszközt ad a kezünkbe az egyes jelenségek értelmezéséhez, mintha a kétféle tagozódást külön-külön tekintenénk. A négy cella mindegyikébe jól elkülöníthető szempontok tartoznak, amint azt a területi jövedelemegyenlőtlenségek vonatkozásában azt a 9. táblázatban közölt saját szerkesztésű séma mutatja.

Nyilvánvaló ugyanis számomra, hogy nem csak a társadalom tagolódik strukturális dimenziók mentén, hanem a tér is meghatározó struktúráképző (illetve strukturálisan tagolt) entitás. (Ezt a kérdést járja körül a „tér szerkezet” fogalmát vizsgálva elméleti szempontból is igen alaposan Szabó Pál (2006) munkája.) A térbeliség struktúrái ráadásul közismert önálló gyűjtőfogalommal is leírhatók. Véleményem szerint ez nem más, mint a *regionalitás* önálló hatóereje: a fekvés, illetve a térbeli elhelyezkedés különböző kategóriái mentén elhatárolható csoportok. A térbeliség nem strukturális természetű, egyedi viszonyokból következő tényezőit – a klasszikus, eredetileg Cholnoky Jenőtől származó, de Mendöl Tibor (1963) munkája által igazán népszerűvé tett hazai szakkifejezéssel élve: a „helyi és helyzeti energiákat” – pedig a *lokalitás* fogalma fedi le. A társadalmi tényezők e két csoportjának ugyanakkor nincs elterjedt, közismert önálló megnevezése.

A fentiekből természetesen nem következik az, hogy a különböző területi-társadalmi jelenségekben mind a négy tényezőcsoportnak akárcsak közelítőleg is azonos szerepe lenne. Éppen ellenkezőleg: egy-egy jelenség magyarázatában általában egyik, vagy másik „cellának”

9. táblázat. A területi egyenlőtlenségek struktúra-alapú megközelítésének sémája

A területi jövedelemegyenlőtlenségeket meghatározó tényezők:

A) Területi

- I. Nem strukturális természetű tényezők (lokalitás): Klasszikus földrajzi, az egyes helyek egyedi sajátosságaiból adódó tényezők („helyi és helyzeti energiák”): pl. ásványkincs, talajminőség, nyersanyag, fogyasztópiac, turisztikai adottságok, történelmi örökség, kulturális tradíciók, helyi önkormányzati stratégiák, a polgármesterek, a civil társadalom, a helyi eliték és a helyi közösségek érdekérvényesítő képessége, a helyi gazdaság meghatározó szereplőinek döntései, a helyi társadalmak integrációs és innováció-adaptációs képessége stb.
- II. Térbeli struktúrák (regionalitás): A térbeli elhelyezkedés (fekvés), illetve elérhetőség paraméterei: Kelet-Nyugat, Észak-Dél, szomszédság, centrum-periféria; idő- és térbeli távolság, irány, a tér kitüntetett pontjaihoz (központokhoz, csomópontokhoz, határokhöz) képest;

B) Társadalmi

- I. Nem strukturális természetű tényezők, folyamatok: fogyasztási és kulturális minták, presztízs, a társadalmi intézmények és szabályozás, az állami gazdaság- és szociálpolitika, közvetlen külső beavatkozások (pl. hazai területfejlesztési és EU-s támogatások) stb.
- II. Társadalmi-gazdasági struktúrák
 - *Gazdasági struktúrák* (közvetlenebb, de nem feltétlenül erősebb összefüggések)
 - a jövedelmek belső, források szerinti struktúrája (a GDP előállítóinak „szektorai” – vállalatok, állami intézmények, háztartások, nonprofit szféra –, a lakossági jövedelmek keletkezésük alapja – munka-, tőke-, ill. „vegyes” jövedelmek, társadalmi juttatások – szerint)
 - ágazati struktúra (a termelési érték illetve a GDP nemzetgazdasági ágak közötti megoszlása, illetve a vállalkozások ágazati összetétele)
 - vállalatok méret- és szervezeti forma szerinti struktúrája
 - vállalatok tulajdonosi struktúrája, különös tekintettel a külföldi (működő)tőke, ill. a társadalmi (állami–önkormányzati) tulajdon szerepére
 - export/import struktúra
 - (műszaki) infrastruktúra egyes elemei illetve komplex fejlettségi szintje
 - *Társadalmi struktúrák* (közvetett, de általánosabb érvényű összefüggések)
 - demográfiai struktúra (korszerkezet, gazdasági aktivitási csoportok; etnikai megoszlás, vallási összetétel; a nemek aránya)
 - településstruktúra (településméret, illetve településtípus szerinti kategóriák)
 - humán szempontú csoportok: kulturális természetű tagozódás mennyiségi (pl. iskolai végzettségi csoportok, a kultúrafogyasztás mértéke), illetve minőségi jellemzők (pl. a képzettség jellege; a helyi középfokú és felsőoktatás szakmai összetétele) alapján; egészségi állapot
 - a társadalmi munkamegosztásban elfoglalt pozíciók, az osztály- és rétegeképítés általánosan használt ismérvei (pl. tulajdonosok és alkalmazottak, a foglalkoztatottak munkajellemző-csoportok – vezető, szellemi, fizikai –, illetve ágazatok szerinti megoszlása)

van nagyobb súlya. E tényezők hatásának elkülönítése – mérése – közel sem egyszerű, ugyanakkor ha sikerül, az jelentős mértékben hozzájárulhat a vizsgált jelenség természetének megértéséhez, ami a kapcsolódó társadalmi problémákba való esetleges társadalmi beavatkozáshoz is jelentős, kézzelfogható segítséget nyújthat. Esetünkben a területi (jövedelem)egyenlőtlenségek mérséklését célzó regionális politika alakításához, sőt a konkrét területfejlesztési beavatkozásoktól várható eredmények hatásának megítéléséhez kínál segítséget a jövedelemegyenlőtlenségeket meghatározó különböző tényezők elkülönítése, súlyuk–szerepük mérése. Az egyes tényezők súlya természetesen *időben* is változhat, így az ilyen természetű időbeli változások értékelése, a vonatkozó vizsgálatok időközönkénti megismétlése is hasznos lehet.

A jelenkori területi jövedelemegyenlőtlenségek alakításában előzetes sejtésem alapján az említett négyes tagozódású okcsoportból a társadalmi természetű, strukturális jellegű tényezők (a fenti séma B/II. csoportja) szerepe a meghatározó, a következőkben bemutatandó vizsgálatok tehát elsődlegesen ezt a hipotézist tesztelik. Sőt, a kör tovább szűkíthető: álláspontom szerint a térségek gazdasági természetű egyenlőtlenségei mögött is nagyrészt az ott élő emberek társadalmi összetételének különbségei állnak: a területi jövedelemkülönbségek legalább olyan jól, vagy akár jobban levezethetők a társadalmi struktúrából, mint a gazdaság belső szerkezetéből. Ezért vizsgálatomban – ahol a függő változót a lakossági jövedelmek területi színvonala, közelebbről a kistérségek 2003. évi bruttó, adóköteles személyi jövedelmei jelentik –, a II/B. csoportban felsorolt tényezőknek is csak a második részébe („Társadalmi struktúrák”) tartozó magyarázó változókat szerepeltetek. Fő kérdésem az, hogy ezek összességükben milyen mértékben képesek magyarázni a területi jövedelemegyenlőtlenségeket, s mekkora „nem megmagyarázott” hányad jut a vizsgálatokból kihagyott tényezőkre. (Különös hangsúllyal merül fel ez a szempont a térségi, illetve a társadalmi struktúrák hatásának vonatkozásában, hiszen hipotézisem igazolódása arra utalna, hogy a jövedelemegyenlőtlenségi térképeken kirajzolódó markáns regionalitás – „térszerkezet” – is visszavezethető a társadalmi hatóerőkre.) Másrészt azt kívánom kimutatni, hogy melyik strukturális dimenzió az, ami önmagában a legerősebben határozza meg a térségek jövedelmi differenciálódását. A kérdések teljesen egzakt eldöntése természetesen nem lehetséges a magyarázó változók között is megnyilvánuló, sok esetben igen erős összefüggések miatt – éppen ezen kapcsolatok kimutatása az elemzés harmadik célja –, ám az egyszerű összefüggésvizsgálatok és a bonyolultabb többváltozós módszerek megfelelő kombinálásával véleményem szerint a kérdésekre többé-kevésbé egyértelmű válaszok adhatók.

A konkrét vizsgálatok szempontjából természetesen figyelembe kell venni azt is, hogy vizsgált dimenzióknak, a jövedelem maga is egyértelmű strukturális tagozódást mutat, sőt a társadalmi struktúrák egyik legfontosabbika (lásd „szegények” és „gazdagok” kézenfekvően adódó megkülönböztetését). Ebből kiindulva egyrészt természetesen mellőznöm kellett a magyarázatként figyelembe vett változók közül a jövedelemszinttel – ha akár csak részlegesen is, de – *közvetlenül* összefüggő strukturális dimenziókat, így a vagyon, a fogyasztás, vagy akár a lakáshelyzet mérőszámait. Csak nem anyagi természetű, pénzegységben nem mérhető – a jövedelmi helyzet tekintetében tehát inkább minőségi jegynek tekinthető – változókat vontam be tehát a vizsgálatba. „Strukturális tényezők” alatt tehát a következőkben – az Idegen szavak és kifejezések szótárában (Bakos 2004, 614. old.) található definíciót felhasználva, de azt némileg leszűkítve valamilyen minőségi jegy alapján elkülönülő, egymást kölcsönösen meghatározó, társadalmi természetű alkotó elemek vagy csoportok rendszert alkotó, összefüggő egységet értem.

Másrészt ugyanakkor, a jövedelmi „struktúra” más strukturális tényezővel való összefüggésének vizsgálata lehetőséget kínál a társadalmi egyenlőtlenségrendszer különböző dimenzióiban a területi egységek szintjén megmutatkozó konzisztencia (vagy inkonzisztencia) mérésére. Annak a kérdésnek az eldöntésére tehát, hogy inkább erősítik egymást az egyenlőtlenségrendszer különböző dimenzióiban a kistérségek között mutatkozó egyenlőtlenségek – mennyire egyveretű, mennyire „kristályosodott ki” a térségek általános fejlettsége –, vagy lényeges eltérések is kimutathatók. Ez a kérdésfelvetés valójában nem más, mint a szociológiában Gerhard Lenski (1954) által bevezetett megközelítés – a státusinkonzisztencia, illetve a „státuskristályosodás” kérdése – adaptálása a területi vizsgálatokba. (Természetesen ilyen természetű vizsgálatokat a területi kutatók is régóta folytatnak a gyakorlatban, legfeljebb a fogalom használata, illetve a probléma középpontba állítása tekinthető némiképp újszerűnek.)

A vizsgálatok eredményeinek értékelésénél tekintettel kell lenni ugyanakkor még egy problémára. A társadalmi struktúra területi folyamatokban játszott szerepének megismerését ugyanis korlátozza az az alapvető tény, hogy a társadalmi térnek nincs természetes alapegysége (Dusek 2004). Arról van szó lényegében, hogy míg a szociológusok a társadalom alapegységeiről, az egyes *egyénekről* is konkrét adatokkal rendelkeznek, addig a területi elemzésnek még a legkisebb egységeit (ez általában a települések szintje) is szükségképpen bizonyos, társadalmi jellemzőiket tekintve többé-kevésbé *heterogén* – más-más strukturális kategóriába tartozó – *embercsoportok* alkotják. Így a strukturális tényezők és – például – a területi jövedelemegyenlőtlenségek közötti kapcsolatok vizsgálata hangsúlyozottan csak

valószínűségi alapon történhet. Míg a szociológus egyértelműen megállapíthatja, hogy – például – a fizikai foglalkozásuk jövedelemszintje x %-kal alacsonyabb a szellemi foglalkozásukénál, és a fizikai/szellemi foglalkozáson belül más strukturális jegyek alapján is egyértelmű alcsoportokat tehet vizsgálat tárgyává, addig a területi kutatók kiinduló adatként is legfeljebb a fizikai és szellemi foglalkozásuknak az egyes területi egységeken belüli *arányát* vehetik. Még a legkisebb területi egység strukturális mutatói és fajlagos jövedelemadatai is *átlagértékeket* takarnak tehát, hiszen nincsenek csak fizikai dolgozókból álló megyék, vagy csak tercier keresőkből álló kistérségek stb. Nem ismerjük továbbá az egyes strukturális *kombinációk* arányát sem, pedig ezek egyes esetekben, így a jövedelemkülönbségek vizsgálatánál is igen jelentős önálló magyarázó erővel rendelkeznek (az életkor–iskolázottság kombináció szerepére az 1987 utáni jövedelmi folyamatokban lásd Tóth (2003) tanulmányát). Azt meg különösen nem tudhatjuk, hogy egy területi egység kimutatott jövedelemtöbblete/hiánya milyen mértékben oszlik meg – például – a szellemi és a fizikai dolgozók között.

E tényezőknek számos módszertani következménye is van. Egyrészt bizonyos módszerek nem, vagy bizonytalanabban használhatók, s a vizsgált változókat befolyásoló hatások egzakt elkülönítése is nehezebb. Másrészt viszont az egyes mutatók heterogenitása kisebb, az összefüggéseket mérő korrelációk erősebbek, így a különböző strukturális tényezők között is erősebb konzisztencia mutatkozik, mint a nem területi szempontú társadalomkutatás esetébe. Mindez az adatok értékelését megkönnyíti ugyan, ám fokozott óvatosságot is igényel (lásd pl. az ökológiai tévkövetkeztetés problémáját, Dusek 2004).

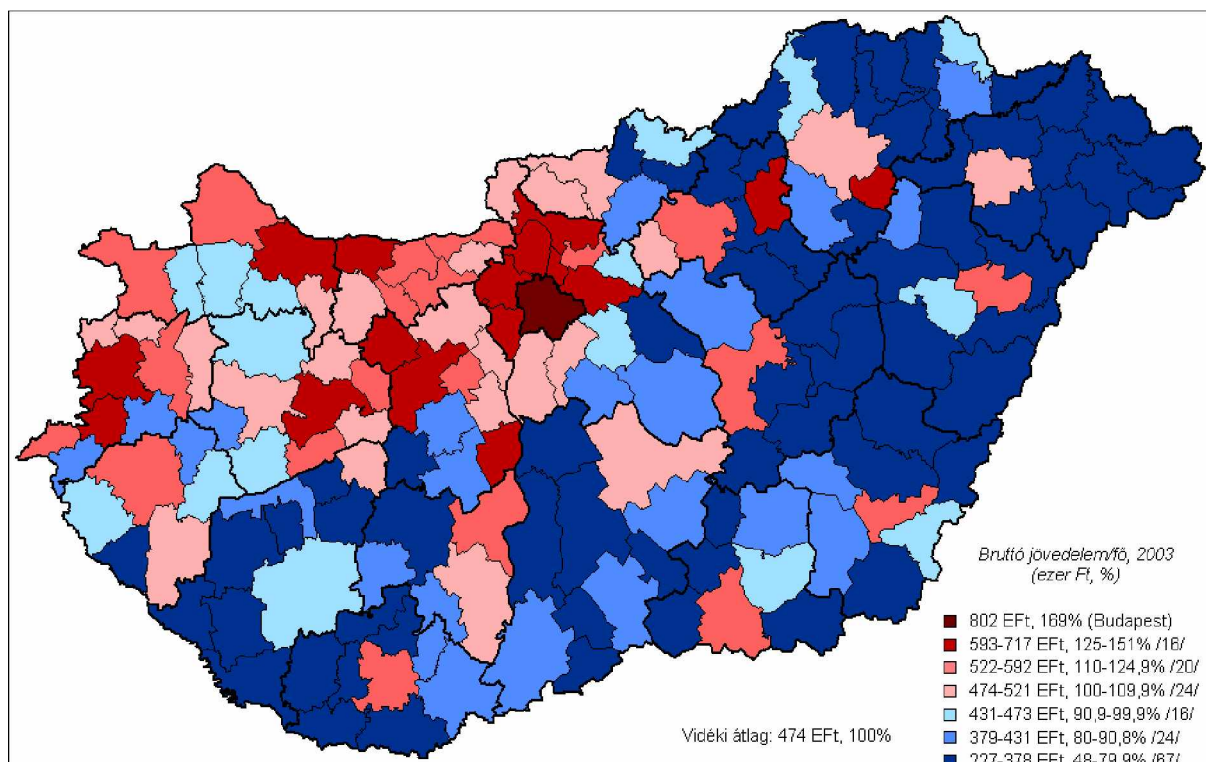
3.2. A lakossági jövedelemegyenlőtlenségek strukturális tényezői

3.2.1. A társadalmi struktúra főbb mutatóinak területi szerkezete

A jövedelmi különbségek (14. ábra) magyarázatára felhasználni kívánt strukturális változók kiválasztásának meghatározó szempontja az volt, hogy a társadalmi egyenlőtlenségek lehető legtöbb, *nem anyagi* természetű dimenziója képviseltetve legyen, hiszen csak így volt remélhető, hogy a strukturális tényezők „összhatása” mérhetővé váljék. A terjedelmi korlátok miatt itt most nem részletezett elvi és adathozzáférési problémák ellenére – döntően a 2001. évi népszámlálás és a 2003. évi T-STAR települési szintű adatait kistérségekre aggregálva – végül sikerült olyan adatbázist összeállítani, ami a társadalmi tagoltság fontosabb dimenzióinak többségét véleményem szerint megfelelően reprezentálja. A függő változóként használt egy lakosra jutó bruttó személyi jövedelem mellett így összesen 7 strukturális dimenzió 13 mutatóját vontam be magyarázó változóként a vizsgálatokba (10. táblázat).

1. A demográfiai összetétel tényezői közül minden bizonnyal a *korszerkezet* a legfontosabb a jövedelmi differenciák – de meggyőződésem szerint más típusú

14. ábra. Az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmek kistérségi különbségei 2003 – a további elemzés kiindulópontja: *valamennyi* további jövedelmi térkép ugyanezen skálabeosztással készült.



10. táblázat. A függő változó és a társadalmi struktúra vizsgálatba vont mutatói

BRUJÖVFŐ	Egy állandó lakosra jutó (belföldi, összevont) személyi jövedelemadó-alap 2003
ATLOSZT	Egy 7-X éves lakos által átlagosan elvégzett iskolai osztályok száma 2001. febr. 1.
MAX8OSZT	A 15-X évesekből legfeljebb 8 általánost végzettek aránya 2001. febr. 1.
DIPLAR	Diplomások aránya a 25-X évesekből 2001. febr. 1.
MHELYKOR	A helyi, v. ingázással elérhető munkahelyek száma 1000 aktív korú lakosra 2001. febr. 1.
MHELYAKT	A helyi, v. ingázással elérhető munkahelyek száma 1000 gazdaságilag aktív lakosra 2001. febr. 1.
AKTKORAR	Aktív korú (18-59 éves) népesség aránya 2003. dec. 31.
SZELLAR	Értelmiségiek+vezetők+szellemiek aránya a foglalkoztatottakból 2001 febr. 1.
CIGAR	A környezete által romának tartott lakosság aránya az állandó népességből 2003. dec. 31.
7EZERFO	A hétezer lakosúnál nagyobb településen élő állandó népesség aránya 2003. dec. 31.
LEGNTEAR	A legnagyobb településen élők aránya a kistérség állandó népességéből 2003. dec. 31.
MGKERAR	Mezőgazdaságban dolgozó foglalkoztatottak aránya 2001. febr. 1.
IPKERAR	Az iparban-építőiparban dolgozó foglalkoztatottak aránya 2001. febr. 1.
TERKERAR	A szolgáltatási ágazatokban dolgozó foglalkoztatottak aránya, 2001. febr. 1.

egyenlőtlenségek – alakításában is. Ám ezen belül nem a fiatalok vagy az idősek súlya, netán a kettő aránya – a területfejlesztési mutatóként is általánosan alkalmazott „öregedési index” – szerepe igazán fontos, hanem a társadalom működtetésének, eltartásának terheit nagyobb részben viselő, így a jövedelemszerzés szempontjából is meghatározó *aktív korú* – a vizsgálat során a 18–59 éves korosztállyal azonosított – csoport aránya (AKTKORAR).³⁶

2. A nemzetiségileg 1920 óta viszonylag homogén Magyarországon napjainkban egyetlen etnikai szempontnak van a területi tagoltságot magyarázó – s a csoport növekvő súlyára tekintettel egyre növekvő – szerepe: a roma lakosság arányának. Minthogy azonban az önkéntes identitásválasztáson alapuló népszámlálási adatok e tekintetben jelentősen eltérnek a többségi társadalom megítélésétől, ezért – elvi szempontból természetesen vitatható módon, de a területi egyenlőtlenségek magyarázatát tekintve mindenképpen indokolhatóan – nem a hivatalos létszámadatokat vettem alapul. Ehelyett Bajmócy Péternek a – korábbi, különböző felmérésekből származó települési szintű adatsorok továbbszámításával és átlagolásával kapott, mintegy ezer település esetében *saját* adatfelvételeim eredményével helyesbített – 2003-ra vonatkozó településsoros adatbázisát használtam (CIGAR). A „környezete által romának tartott” népesség országos arányaként ebből az adatbázisból 5,4% adódott, ami lényegileg egybevág a szakértői becslések többségével, így nincs ok komolyabban kételkedni megbízhatóságában sem.

3. A településstruktúra változóinak vonatkozásában több nehézség is felmerül. Az egyik kézenfekvő lehetőség a településtípus közigazgatási kategóriák szerinti csoportjainak használata (pl. a városi lakosság aránya, vagy a kistérségközpontban élők aránya). A szaporodó várossá nyilvánításoknak „köszönhetően” azonban a városi jogállás reálfolyamatokat magyarázó ereje mára a legtöbb vonatkozásban annyira fellazult, hogy célszerűbbnek láttam inkább a településméretet, azaz a népességszámot figyelembe venni.³⁷ Ám e vonatkozásban – kistérségi szinten – különösen nehezen fejezhető ki *egyetlen* mérőszámmal a rendkívül heterogén összetétel. A települések átlagnépességének használata semmiképp sem célszerű, mert elfedheti a lényegét – 5 ezer fős átlagnépesség pl. adódhat 10 db ötezres település, de egy db 41 ezres város és 9, egyenként ezer lakosú aprófalú átlagaként is. Mivel azonban a legfontosabbnak a nagyobb, a szolgáltatások bőségesebb választékát kínáló településekben élők különválasztását tekintettem, erre helyeztem a hangsúlyt. Egyik

³⁶ Ez nem véletlen, hiszen a társadalmi munkamegosztásban mindkét csoport zömmel eltartottnak, vagy inaktív keresőnek minősül. Feltételezésemet a korrelációs számítás is igazolta: míg a fiatalok aránya csak közepes, az idősek aránya és az öregedési index pedig igen gyenge (*negatív*) korrelációban van a jövedelemmel a kistérségi szinten, addig az aktív korúak aránya a legerősebb (pozitív) irányú magyarázó változók egyikének bizonyult.

³⁷ Döntésem helyességét a korrelációs számítás e tekintetben is igazolta.

változóként a 7 ezer főnél népesebb – ez a határ bizonyult a kisvárosi „minimum” legjobb közelítésének – településekben élők arányát vettem alapul (7EZERFO), ám mivel 31 körzetben nincs egyetlen, legalább ekkora település sem, ezért a kistérség legnépesebb településén élő lakosság arányát is számításba vettem (LEGNTEAR).³⁸

4. A társadalmi munkamegosztásba való bekapcsolódás, így a jövedelemszerzés alapvető feltétele a munkahely*kinálat*. Ennek megfelelő jellemzése azonban nem egyszerű, mert a helyieken kívül a környék munkahelyei is potenciális lehetőséget jelentenek a jövedelemszerzésre. Ráadásul a két tényező részben kiegészíti egymást: ahol sok a helyi munkahely, ott általában kevesen ingáznak, és viszont. Ebből kiindulva „elérhetőnek” a kétféle munkahelytípus összegét tekintettem: azaz az adott település *összes* munkahelyét, valamint a településről eljárók által máshol betöltött állások számát.³⁹ Ezek kistérségenként kiszámított összegeit egyrészt az aktív korú (MHELYKOR), másrészt a gazdaságilag aktív (dolgozó vagy munkát kereső) népesség számára (MHELYAKT) vetítettem.

5. A gazdaság ágazati szerkezetének a területi differenciálódásban játszott, 1990 után is jelentékeny szerepét már egy évtizeddel ezelőtt készült tanulmányomban is kimutattam (Kiss 1998). A foglalkoztatottak ágazati megoszlása azonban a foglalkozási státusnak, s ezen keresztül a társadalmi egyenlőtlenségrendszernek is fontos eleme (Ferge 1969, Kolosi 1987). Sajnos azonban még ezt a tényezőt is igen nehéz területi egységenként egyetlen mérőszámmal jellemezni, sőt a három nemzetgazdasági ágban dolgozók arányának külön-külön mérőszámmal történő figyelembevétele sem igazán szerencsés megoldás: a ma már csak a népesség huszadát foglalkoztató mezőgazdaságot kivéve ugyanis a másik két ágazat belsőleg is annyira tagolt, olyan eltérő alágazati, illetve foglalkozási pozíciókra bomlik, hogy sem az ipar, sem a tercier szektor keresőinek aránya nem függ össze túlságosan erősen a területi egyenlőtlenségrendszer legtöbb más tényezőjével. Mégis, jobb lehetőség híján mindhárom ágazat foglalkoztatási szerepét külön változóként bevettem az induló változókészletbe (MGKERAR, IPKERAR, TERKERAR).

6. A munkamegosztás struktúrái közé tartozik a munka jellege, a foglalkozás típusa. Az ilyen szempontú strukturális tagozódás elemzésének Ferge Zsuzsa (1969) mára

³⁸ A két, egymással egyébként 0,75-es erősséggel korreláló változó közül a 7 ezer főnél népesebb településen élők aránya csak egy árnyalattal magyarázta jobban a jövedelemkülönbségeket, ám a többváltozós modellekbe így is csak ez „tudott” bekerülni.

³⁹ A korrelációszámítás tanúsága szerint ez az összeg lényegesen jobban magyarázza a jövedelmi differenciákat, mint ha akár csak a helyi munkahelyeket, akár az ingázás mértékét vennénk figyelembe. Ennek legfőbb módszertani oka, hogy az összeadás révén lineárisává válik az a kapcsolat, ami külön-külön tekintve a két tényezőt egyaránt másodfokú polinomiális (parabola-alakú) összefüggésekkel írható le. Ez a tény, különösen az ingázási ráta vonatkozásában igen figyelemreméltó, mert arra utal, hogy a jó ingázási lehetőségek mellett, magas

klasszikussá vált vizsgálata óta nagy hagyományai vannak a hazai szociológiában. A területi kutatásban ugyan jóval ritkább ennek a tényezőnek az előtérbe helyezése, mégis okkal gyanítható volt, hogy a területi egyenlőtlenségek vonatkozásában is jelentős magyarázó erővel rendelkezik. Bár a 2001-es népszámlálás kiadványai területi szinten is igen finom – 8 csoportos – foglalkozásszerkezeti bontást közölnek, a talán legfontosabb választóvonalat mégis a szellemi és a fizikai munkavégzés elkülönítése jelenti. Így, a népszámlálás három foglalkozási kategóriáját (vezetők, értelmiségiek, egyéb szellemiek) összevonva, a szellemi keresők arányát szerepeltettem a vizsgálatban (SZELLAR).

7. A kulturális tagozódás legfontosabb, a társadalmi és területi kutatások által is kitüntetetten kezelt szempontja az iskolázottság, a strukturális típusú egyenlőtlenségek kiemelt szerepű, más egyenlőtlenségi dimenziókat is átható eleme. „Legjobb” mérési módja ugyanakkor nem egyértelmű, a társadalmak fejlettségétől függően az iskolázottság más és más szintjei válnak fontosabbá. Érdekes mérni egyrészt az iskolázatlanok arányát: az erre a csoportra több tanulmányában kiemelt figyelmet fordító Németh Nándorral (Németh 2003, Nemes Nagy–Németh 2005) szemben azonban én – a munkaerőpiacnak a szakképzetlen emberekre vonatkozó, azok súlyos munkanélküliségében megnyilvánuló értékítélete alapján – nemcsak azokat soroltam ebbe a csoportba, akik egyetlen osztályt sem végeztek, hanem mindenkit, aki legfeljebb 8 osztályos végzettséggel rendelkezett 2001-ben (MAX8OSZT). A modern szolgáltató társadalmak korszakában szintén fontos a diplomások arányának vizsgálata (DIPLAR), noha a felsőoktatás tömegesedése nyomán ennek magyarázó ereje véleményem szerint nemsokára akár csökkenhet is. Végül, a hazai területi kutatásokban, illetve a területfejlesztési dokumentumokban leggyakrabban használt, általános érvényű mutató, a 7 évesnél idősebb lakosságra vetített elvégzett iskolai osztályszám mutatóját (ATLOSZT) is számításba vettem.

Ezen, eredendően a *társadalom* strukturális tagoltságát jelző változókkal kapcsolatban először azt célszerű megvizsgálni, hogy mutatnak-e, és ha igen, milyen mértékű területi tagoltságot: jellegzetes *térbeli* „szerkezetet” formálnak-e? Hogyan fejeződik ki a társadalmi tagoltság a térségek szintjén? A területi mintázatokat (15-17. ábra)⁴⁰ egymással összevetve a különféle társadalmi struktúrák térbeli *konzisztenciájának* mértékéről is információt kaphatunk, egyúttal a különböző tényezők térszerkezeti sajátosságait is megfogalmazhatjuk.

arányú ingázás esetén – pl. a kisfalvas térségekben – is szinte ugyanakkora jövedelmek képződhetnek, mint a sok helyi munkahellyel rendelkező nagyvárosokban.

⁴⁰ A könnyebb összevetés érdekében a térképeken (egyetlen kivétellel) azonos színelcsot alkalmaztam, és a vidéki átlag fölött két, míg alatta három kategóriára osztottam a kistérségek „mezőnyét”.

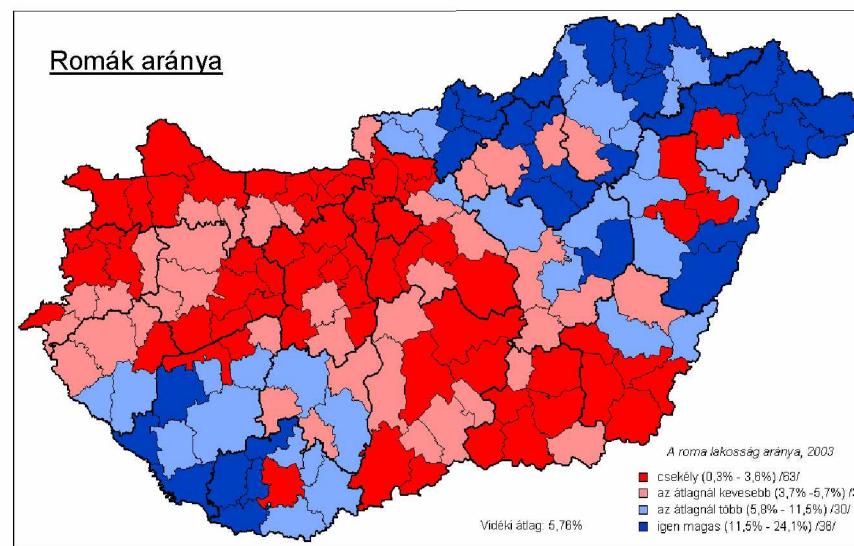
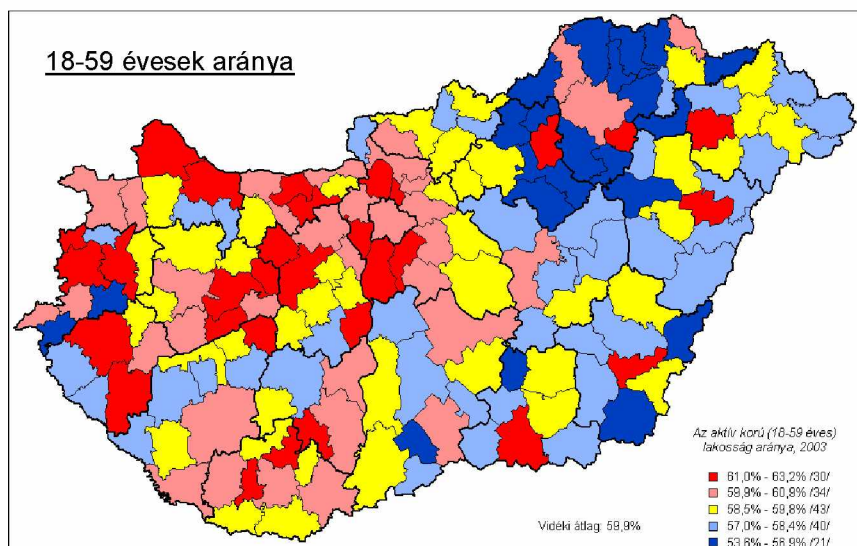
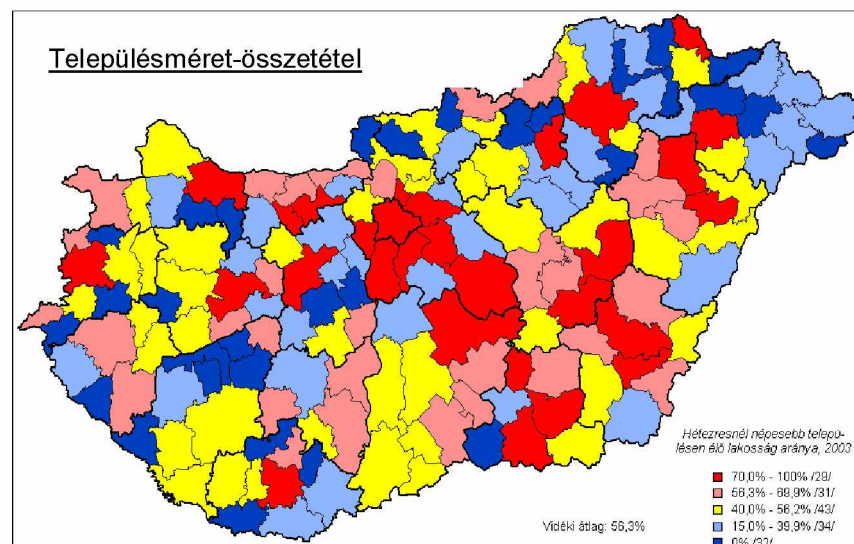
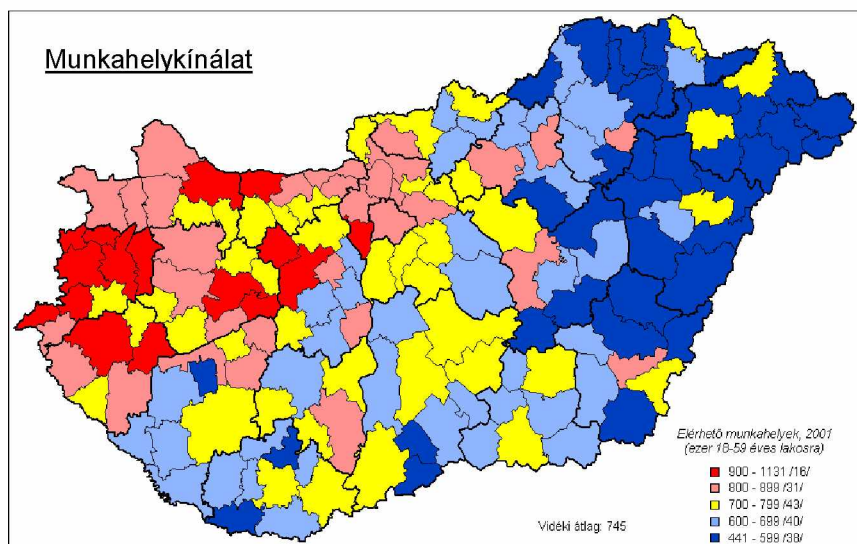
Az aktív korú népesség aránya – a rendkívül sokféle, és sok irányban ható tényező által befolyásolt demográfiai folyamatokhoz képest – meglepően nagy szóródást, és egyértelmű regionális tagozódást mutat (15. ábra). A vidéki átlag 60%, de majdnem 10 százalékpont a különbség a – jövedelemszerzés lehetősége szempontjából – legkedvezőbb helyzetű veszprémi, illetve a legalacsonyabb aránnyal rendelkező abaúj-hegyközi térség között. A két szélsőség elhelyezkedése utal az alapvető térbeli megosztottságra is: míg a Dunától keletre a Budapesthez közeli körzetek és a megyeszékhelyek kistérségeitől eltekintve csak kivételképpen találhatunk a vidéki átlagot meghaladó egységeket (Tiszaújváros, Kazincbarcika, Sátoraljaújhely, Kiskunhalas, Rétság), addig a 73 dunántúli kistérségből csak 13 van az átlag alatt. A legmagasabb arányokat a Dunántúl Balatontól északra eső felében találni, a legkevesebb „munkavállalói korú” pedig – kifejezett tömbösödést mutatva –, Borsod és Heves megye kistérségeiben él. A „demográfiai tényező” tehát (a megyeszékhelyek előnyén túlmenően) Észak–Dunántúl +Közép-Magyarország – Dél-Dunántúl – Alföld – Észak-Magyarország hierarchiát tár elénk a jövedelemszerzés lehetősége szempontjából.

Még határozottabban regionális karakterű, de részben eltérő területi mintázatú a *roma lakosság* elhelyezkedése. Az ország északnyugat–délkeleti irányú tengelyében – beleértve az egész Észak-Dunántúlt, Közép-Magyarországot és a Dél-Alföldet – *valamennyi* kistérségben elmarad a cigányok aránya a vidéki átlagtól, e térségen kívül viszont csak kivételes esetekben (elsősorban megint csak a nagyvárosi kistérségekben) van a vidéki átlag alatt. A vidéki átlag kétszeresét is meghaladó roma-arány is egybefüggő, nagyobb tömbökben fordul elő Észak-Magyarországon, Szabolcs-Szatmár-Beregben és Nyugat-Baranyában. A legszélsőségesebb értéket – a roma lakosság közismert problémáit ismerve a jövedelemszerzés lehetősége szempontjából – szintén Borsod megye (az abaúji és zempléni térségek) képviseli: Edelény körzetében a lakosság negyede cigány.) Alig, legfeljebb 1 % körüli arányban élnek viszont romák az Észak-Dunántúl fejlett peremvidékén (a nyugati határ, a Duna és a Balaton körzetében), valamint Csongrádban.

Ugyancsak nagyon markáns az elérhető munkahelyek regionalitása. A munkaerőpiac struktúrájának legkedvezőbb pozícióiban, Közép-Magyarországot is megelőzve megint az Észak-Dunántúl térségei találhatók,⁴¹ amiben nem kis szerepet játszik az is, hogy a kiterjedt ingázás miatt itt a legkevésbé töredezett a munkaerőpiac az országban (Fazekas 2005). Ugyanakkor ez az a strukturális mutató, amiben leginkább kézzelfogható a rendszerváltás

⁴¹ Nem szabad elfeledkeznünk róla, hogy ez az adat is a legutóbbi népszámlálásból származik, 2001 februárja pedig a térség döntően foglalkoztatási alapú ipari dinamikájának színtje a csúcspontja. Azóta Észak-Dunántúl előnye e téren csökkent, de még a 2005-ös mikrocenzus adatai szerint is jelentős volt.

15. ábra. A munkahely-kínálat, a településméret-összetétel, a korszerkezet és az etnikai összetétel egyes mutatóinak területi mintázata 2001-2003-ban. Adatforrás: KSH T-STAR 2003, Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. KSH, Bp. 2002, illetve Bajmóczy Péter adatgyűjtése a roma lakosság számáról.



utáni „fejlettségi térszerkezet” egyik gyakran idézett sémája, a „három részre szakadó” Magyarország: egy a Budapest–Balaton vonaltól északra húzódó kedvező, egy, a Budapest–Balaton és a Balassagyarmat–Békéscsaba vonal által közrezárt, az átlagtól kissé rosszabb helyzetű országrész, és a súlyosan hátrányos helyzetű Északkelet-Magyarország. Igen jelentős a szélsőségek távolsága is: míg a móri, sárvári és székesfehérvári kistérségben több mint egy elérhető munkahely jutott minden 18-59 éves lakosra 2001-ben, addig az – e tekintetben is a sort záró – Bodroghözben, Abaújban, de Sarkad, Tiszafüred, Nyírbátor térségében is 0,5-nél kevesebb.

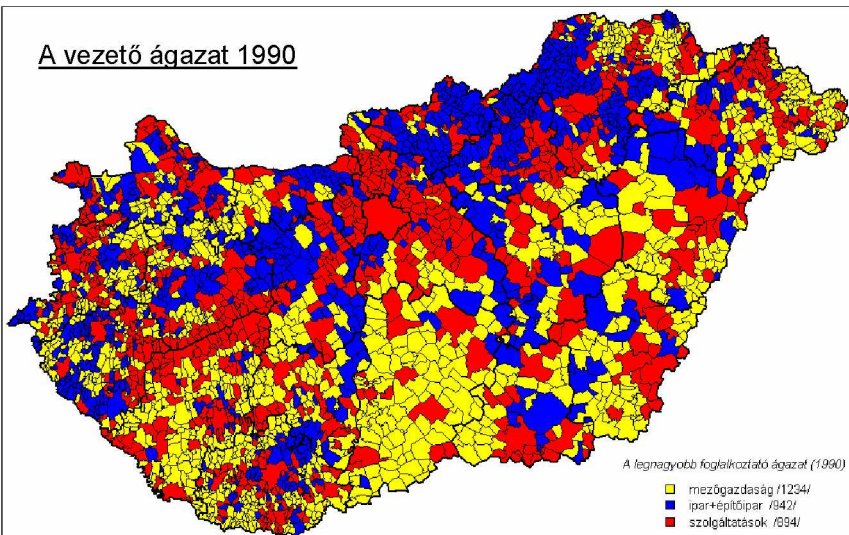
A *településméret* szerinti összetétel területi képe közismert. A térkép mozaikossága nyilvánvaló, a „városi” méretet meghaladó, 7 ezer főnél népesebb települések dominanciájával jellemezhető kistérségek többé-kevésbé egyenletesen szóródnak az országban. Az e tekintetben kisebb jelentőségű regionalitás elsősorban az alföldi megyék (Szabolcs-Szatmár-Bereg kivételével), és a Budapest környéki, valamint a Duna és a nyugati határ menti zónák „urbanizáltabb” jellegében mutatkozik meg.

A *foglalkoztatás ágazati szerkezete* az egyetlen a vizsgált strukturális változók közül, amelynél érdemes rövid kitekintést tenni a területi mintázat időbeli változásaira (16. ábra). Ez az a strukturális dimenzió ugyanis, amely, bár egyes sajátosságait megőrizte, 1990-hez képest alapvető változáson ment keresztül. A változás iránya igazán jól a településszintű térképeken követhető. Ezeken jól látszik egyrészt, hogy a *települések számát* alapul véve még 1990-ben is a mezőgazdaság volt a vezető foglalkoztató a három fő nemzetgazdasági ág közül, majd utána következett csak az ipar, és végül a terciér ágazatok, 2001-re ez a sorrend ellentétére fordult, és immár a kisebb területi egységeket tekintve is majd mindenhol az országosnak megfelelő – terciér, ipar, mezőgazdaság – az ágazatok foglalkoztatási jelentőségének rangsora. Legalább ilyen fontos azonban a térszerkezeti jellegzetességek átalakulása. Míg ugyanis 1990-ben a csomóponti (a már akkor terciér dominanciájú nagyobb városok, illetve budapesti agglomeráció), valamint a tengelyszerű elemek (az ÉK–DNY-i, illetve a kisebb Duna menti ipari tengely, a Balaton menti szolgáltató övezet), és a közöttük elterülő mezőgazdasági zónák határozták meg az ágazati gazdaságszerkezet területi sajátosságait, az ezredfordulóra ez is elsődlegesen makroregionális elrendeződésűvé vált.

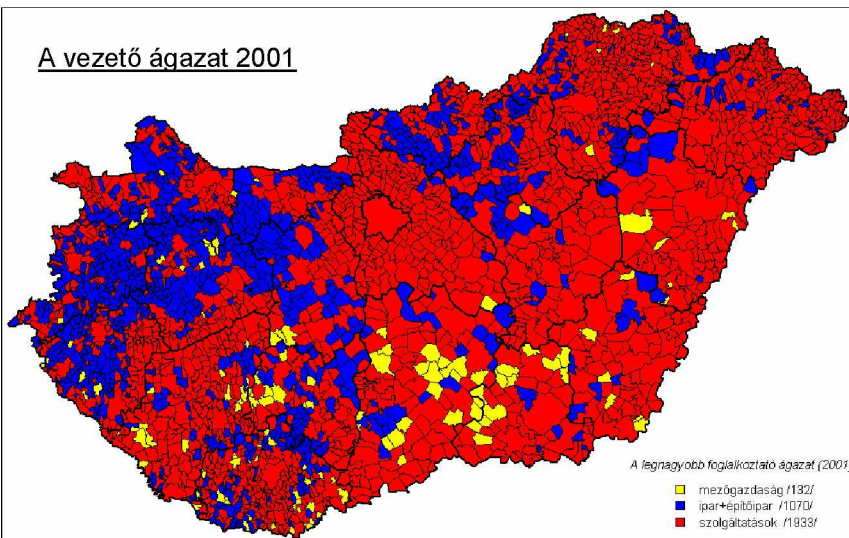
A mezőgazdaság mára ugyan települési szinten is csak kivételképpen őrizte meg vezető szerepét – 1990-ben még volt 50%-os agrárkeresői arányt meghaladó kistérség is! –, ám szerepe jól megfigyelhető Észak–Dél tagoltságú. A középhegységi vonaltól délre csak kivételképpen marad aránya a vidéki átlag alatt (leginkább a Dél-Alföldön őrizte meg pozícióit az ágazat), míg az északi országrészben ennek a fordítottja a ritkább eset. A

16. ábra. A települések foglalkozási szerkezetének átalakulása 1990-2001
 adatok forrása: 1990. évi népszámlálás. Megyei adatok. KSH, Bp. I

A vezető ágazat 1990

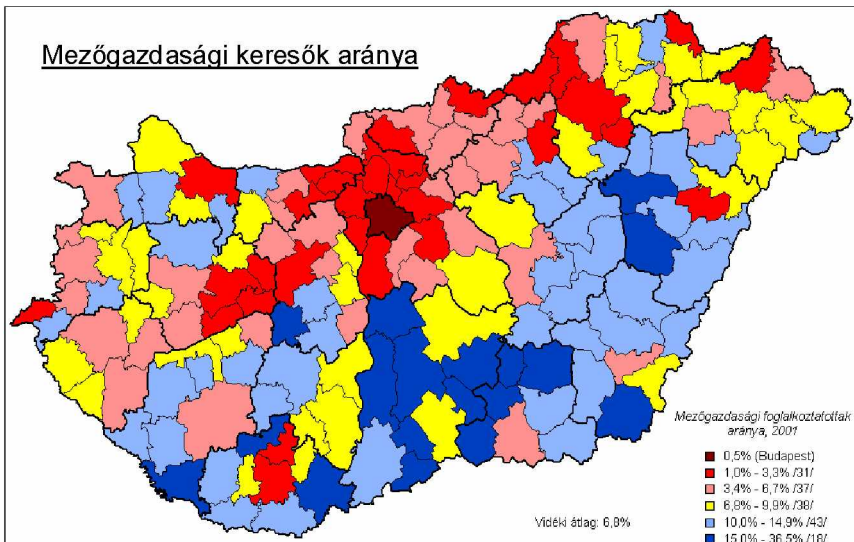


A vezető ágazat 2001

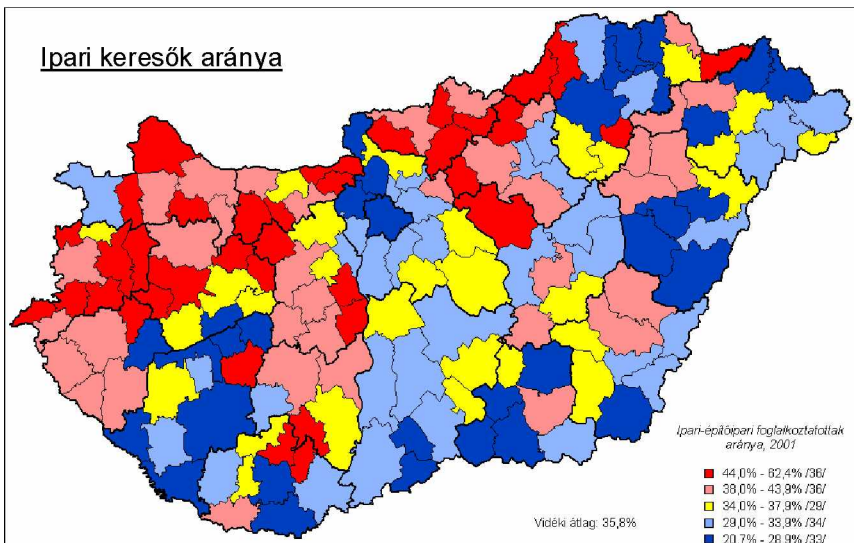


, és a kistérségek foglalkoztatottjainak ágazatok közötti megoszlása 2001-ben Az
1992-1993., és Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. KSH, Bp. 2002.

Mezőgazdasági keresők aránya



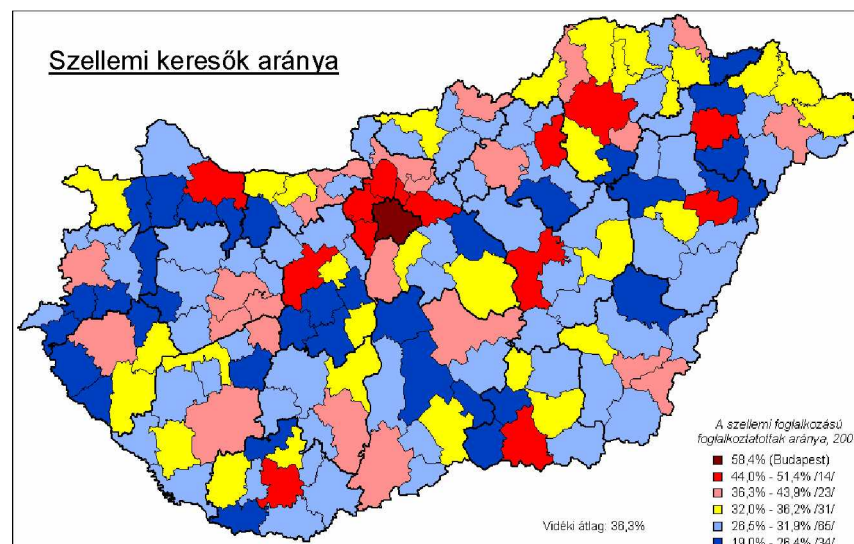
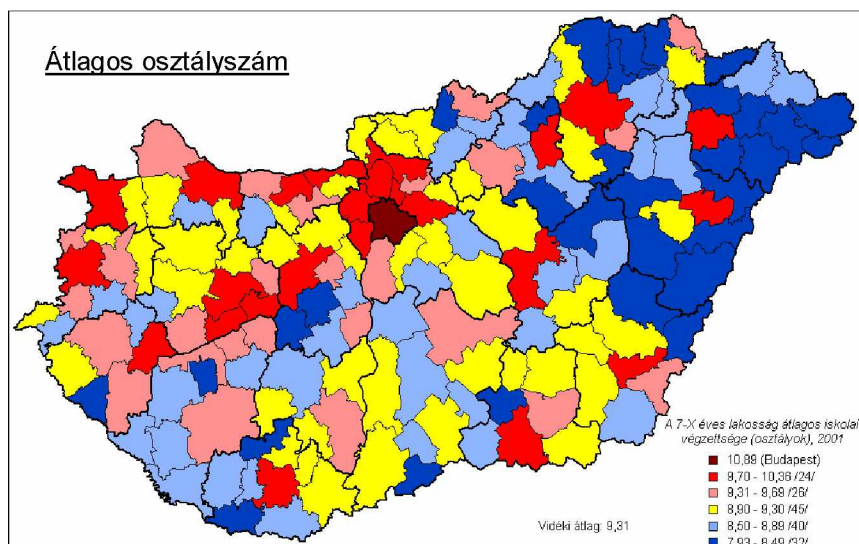
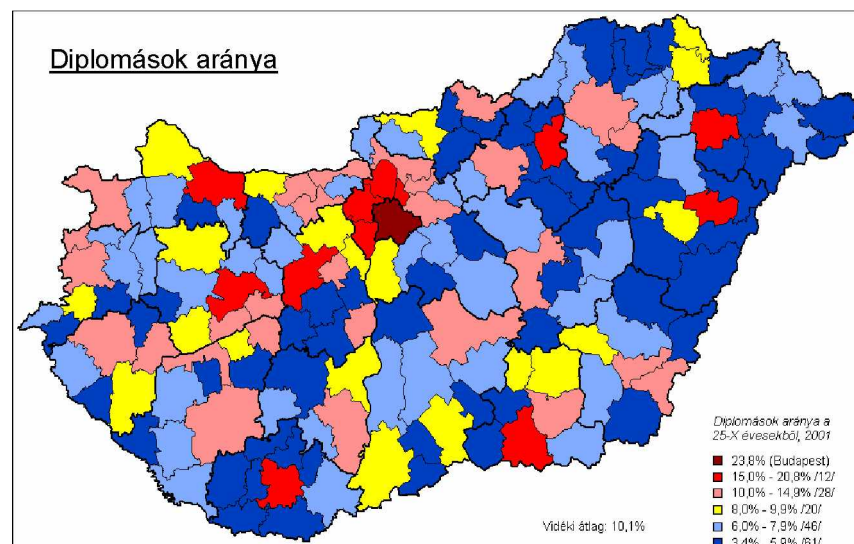
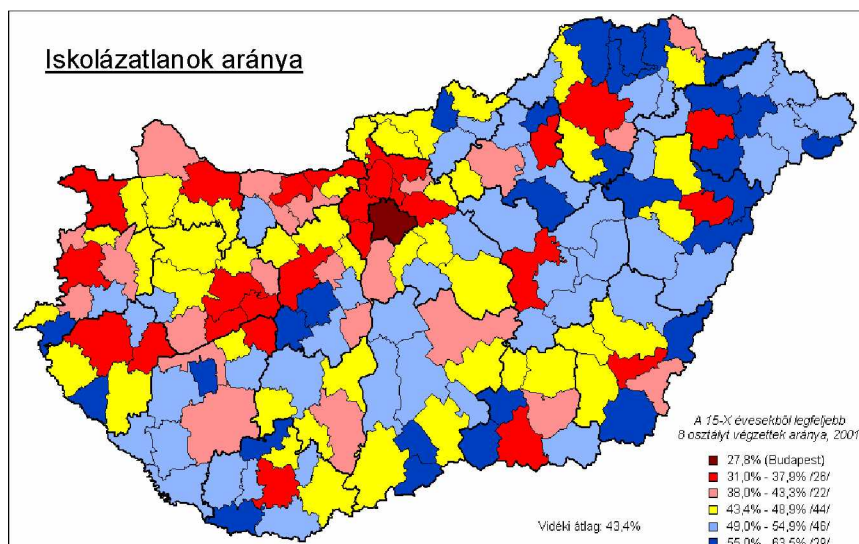
Ipari keresők aránya



mezőgazdaság térségi jelentőségének különbségei mindazonáltal a korábbiakhoz képest növekedtek: Dunakeszi kistérségében 1%, Mórahalomében viszont még 36,4% volt az agrárfoglalkoztatás súlya 2001-ben. Jól érzékelhető az ipari foglalkoztatás területi tagoltsága is, mivel a Dunától keletre (néhány kisebb-nagyobb „szigetet” kivéve) visszahúzódott, míg a Dunától nyugatra, elsősorban északi irányban kiterjeszkedett az egykori ipari zóna, és ma a leginkább az észak-dunántúli országrész tekinthető ipari jellegűnek. Igen nagy ráadásul a térségek változékonysága e tekintetben: Mórahalom (20,4%) és Mór (62,4%) értékei között szóródott a vidéki kistérségi mezőny 2001-ben. A tercier szektort tekintve maradt meg leginkább a csomóponti jellegű tagolódás, bár a termelő tevékenységek leépülésének „köszönhetően” az ország több elmaradott térségében is az átlag fölé emelkedett a szerepe, és a térségek közötti szóródás e vonatkozásban csökkent.

Továbbra is a településhálózat adottságaihoz kötődik, így a nagyobb városokat „tartalmazó” kistérségek előnyét mutatják elsősorban – a munkaerőpiaci érvényesülés szempontjából meghatározó jelentőségű, s ilyen módon a jövedelmi viszonyokra is kiható – *iskolázottsági* adatok, különösképpen pedig a *szellemi keresők* térbeli eloszlása (17. ábra). Jól tükröződik ez már a szélsőértékekben is: a szellemi keresők aránya az önmagában kistérséget alkotó (?) Debrecenben a legmagasabb (51%), s a szegedi tanyavilágból „községesedett” mórhalmi körzetben a legalacsonyabb (19%). A változó értékei – a budapesti agglomeráción és a Balaton-part fővároshoz közeli kistérségein kívül – szinte csak nagy- és középvárosi dominanciájú kistérségekben haladják meg a vidéki átlagot, ezekben viszont majdnem minden esetben. (A kevés számú kivételek egyrészt Tiszaújváros, Sátoraljaújhely és Mátészalka az átlag feletti, másrészt Hódmezővásárhely, Dunaújváros, Nagykanizsa és Sopron (!) körzete átlag alatti szellemi keresői arányával.) A két változó nyilvánvaló összefüggése miatt túlnyomórészt ugyanez a jellegzetessége a diplomások arányát bemutató térképnek is, az egyetlen, ám fontos különbség, hogy e téren jól kirajzolódik a Balassagyarmat–Békéscsaba vonaltól keletre eső térség lényeges elmaradása is (a rangsor ez esetben Bodroglók 3,4%-ától Szentendre térségének 20,8%-áig tartott 2001-ben). Az iskolázatlanok – legfeljebb 8 osztályt végzettek – területi eloszlásának legfontosabb specifikuma viszont éppen a kedvező helyzetű térségek regionalitása. A városi dominanciájú körzeteken – ide sorolható a budapesti agglomeráció is – túl ugyanis az Észak-Dunántúl (a Balatontól északra eső térség) az egyetlen olyan nagyobb, összefüggő zóna, ahonnan szinte hiányoznak a vidéki átlagtól is lényegesen rosszabb helyzetű (magas arányú iskolázatlan népességgel rendelkező) körzetek. Ide tartozik az e téren legkedvezőbb pozíciójú veszprémi körzet is (31%) is, míg a sort újra csak a Bodroglók zárja, 64%-kal. Az Észak-Dunántúl

17. ábra. Az iskolázottság egyes mutatóinak és a szellemi keresők arányának összefüggése a kistérségek egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmének szintjével. Az adatok forrása: Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. KSH, Bp. 2002.



hosszú ideje megkezdődött, elsősorban Bécs közelségének köszönhető, s máig jórészt zavartalan polgárosulásának kedvező hatása talán a kétszáz éve folyamatosan meglevő iskolázottsági előnyében érhető tetten legkézzelfoghatóbban (Győri 2006). Az átlagos iskolai osztályszám mutatójának a jövedelemeloszlás térképére (14. ábra) „ránézésre” is erősen hasonlító térszerkezetében pedig mintegy összegződve tükröződik az északnyugati országrésznek az – elsődlegesen tehát nem a magas iskolai végzettségűek nagy arányára, hanem az iskolázatlanok hiányára visszavezethető – előnye, és az északkeleti országrész döntően a magasan képzettek hiányában megmutatkozó hátránya.

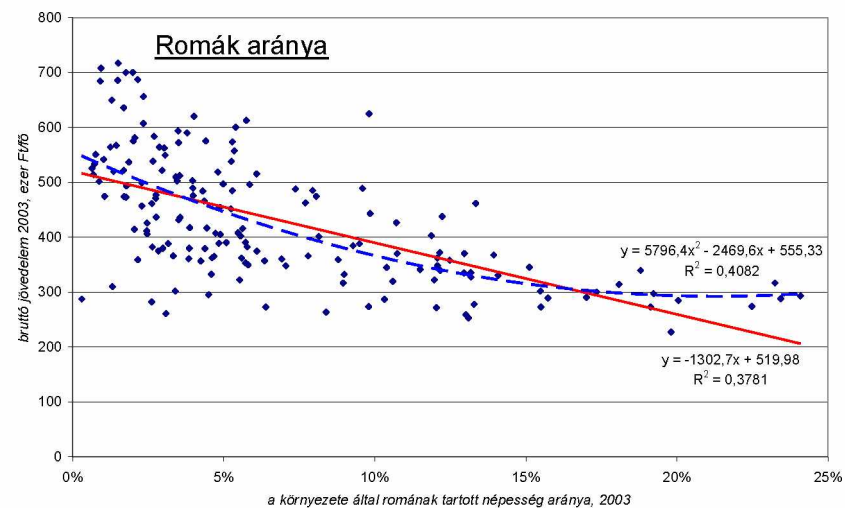
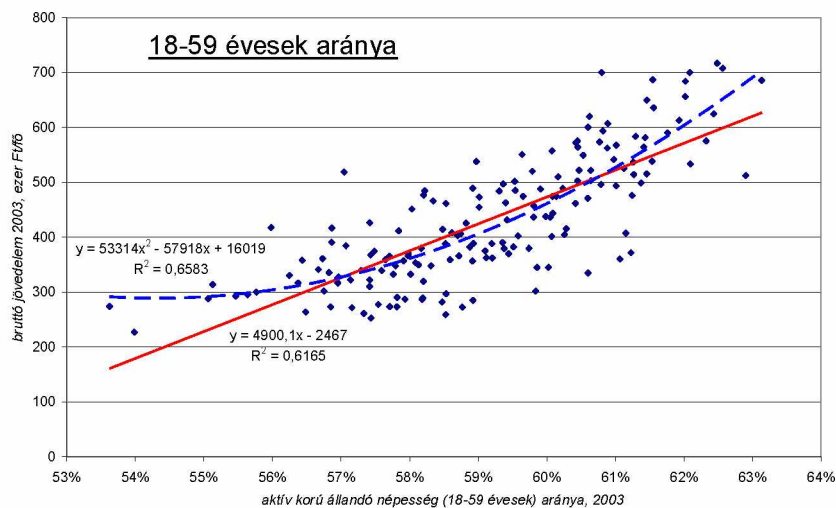
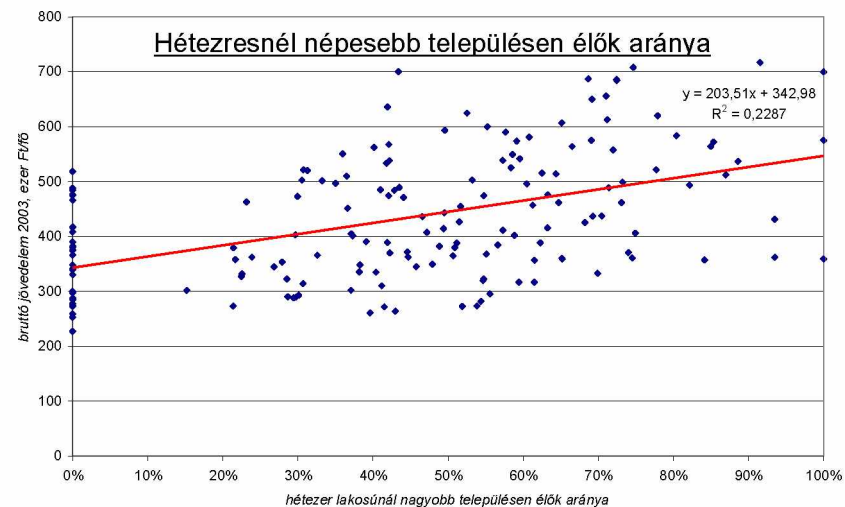
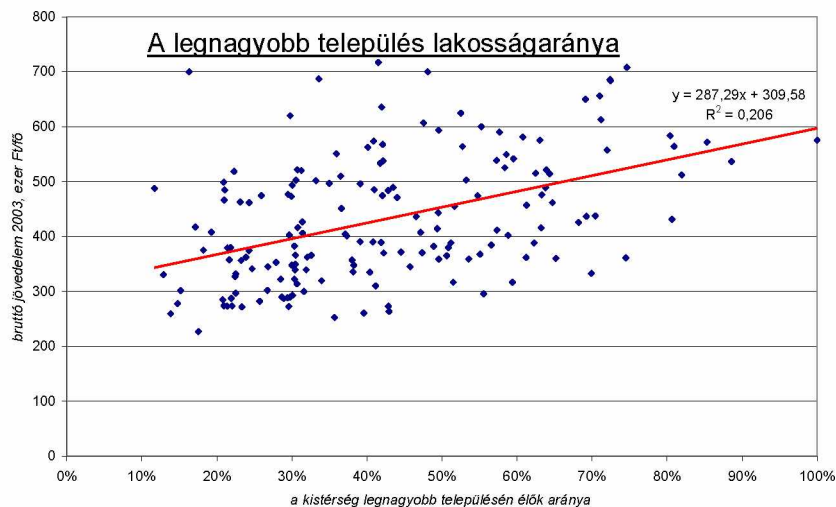
3.2.2. A strukturális tényezők jövedelmekre gyakorolt hatásainak egyenkénti vizsgálata

A társadalmi–gazdasági struktúra bemutatott tényezőinek összefüggése a jövedelemmel akár az egyének, akár a területi egységek szintjén többé-kevésbé közismert tény, nagyobb részük a területi egyenlőtlenségi vizsgálatoknak is rendszeres szereplője. Ám – mint arra az 1.2 fejezetben kitértem – szerepük mérésére, s különösképp *összehasonlítására* már lényegesen ritkábban kerül sor.

Az első lépéseket mindig az egyszerű, egyváltozós elemzések felől indulva célszerű megtenni, mert ezek révén a feltételezett kapcsolat szorosságát, sőt akár jellegét tekintve is fontos, esetenként a továbbhaladást irányát is meghatározó összefüggésekre bukkanhatunk. A kistérségek 2003. évi bevallott adóköteles jövedelmi szintje, illetve a társadalmi struktúra tényezői közötti, *páronkénti* összefüggések természetének kiderítésére egyszerűbb módszereket: szórásdiagramok készítését és egyváltozós regressziós számításokat használtam. Két változó tekintetében azonban egy, keresztmetszeti elemzésekre különösen ritkábban használatos eljárás, a shift-share analízis (sajnos kevésbé elterjedt magyar megnevezésével: *hatásarány-elemzés*) eredményeit is bemutatom).

A korszerkezet mutatója, *az aktív korúak aránya* nemcsak jellegzetes területi tagoltságú, hanem meglepően erős jövedelemfüggésű is: kistérségi szinten erős, 0,79 értékű pozitív korrelációban van a fajlagos jövedelemszinttel, amit jól illusztrál a kistérségek viszonylag szoros illeszkedése a regressziós egyenesre (18. ábra). A legnagyobb eltéréseket egyrészt az elhúzó ipari transzformációs válságtól szenvedő Baranya megyei kistérségek (elsőként Komló körzete), valamint a munkavállalói korosztály nagy létszámához képest különösen kevés munkahellyel, és így alacsony jövedelemmel rendelkező Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei kistérségek mutatják;⁴² míg fordított előjellel mutatkozik nagy különbség a budapesti agglomeráció és a nyugati határ menti, elsősorban Vas megyei kistérségek

18. ábra. A településméret-összetétel, a korszerkezet és az etnikai struktúra egyes mutatóinak összefüggése a kistérségek 2003. évi egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmével. Az adatok forrása: KSH T-STAR 2003, illetve Bajmócy Péter adatgyűjtése a roma lakosság településenkénti számáról.



esetében. Emellett, bár a több aktív korúhoz tendenciaszerűen magasabb jövedelem tartozik, a kapcsolat mégsem egyértelműen lineáris: az átlagnál jóval kedvezőbb demográfiai összetétel fokozott jövedelmi előnyt jelent, a kistérségi rangsor alsó harmadában található, kedvezőtlen korösszetételű kistérségekben viszont már nem mutatkozik erős összefüggés.

Némiképp hasonló a helyzet a *romák arányát* tekintve is. A lineáris korrelációs kapcsolat közepes erejű – negatív – kapcsolatban áll a jövedelemszinttel, ám kb. 13-15%-os roma-arány fölött már nem jár együtt további jövedelemszint-csökkenéssel a cigányok számának növekedése. A romák hiánya viszont nem jár önmagában véve magas jövedelemszinttel: a Dél-Alföld erősebb agrárkarakterű körzeteiben jelentősen kisebb, míg a nagyvárosokban és a budapesti agglomerációban sokkal magasabb a jövedelemszint annál, mint ami a regressziós függvényből következne. Külön kell szólni a 10%-ban romák által lakott tiszaujvárosi körzetről, ahol ennek ellenére igen magas a jövedelem, a térség nagyfokú belső tagoltságáról is árulkodva.⁴³

Jól felismerhető, ám gyengébb lineáris összefüggés mutatkozik *a nagyobb településekben élők aránya*, illetve az átlagos jövedelem között, utalva többek között arra is, hogy egyik, erre vonatkozó mutatónk sem képes teljes egészében kifejezni a településméret-összetétel hatását ($r = +0,45$, illetve $+0,48$), de nyilvánvaló az is, hogy regressziós egyenlet csak kisebb részét képes megmagyarázni a jövedelemszintek – a szórással jellemezhető – heterogenitásának. Látható az is, hogy inkább az átlag feletti jövedelemkategóriákban fordulnak elő nagyobb eltérések a regressziós egyenlet által jelzett értékektől. Érdemes ezért komplexebben figyelembe venni a településméret hatását. Erre kínál jó lehetőséget a *shift-analízis*.

A módszert Magyarországon – részletesebb leírását lásd Nemes Nagy (szerk.) 2005 – szinte kizárólag dinamikavizsgálatokra használták eddig (pl. Nemes Nagy 1987, Kiss 1998, Nemes Nagy–Jakobi–Németh 2001, Tóth 2005), pedig kiválóan alkalmas keresztmetszeti elemzésekre is. Lényegét tekintve kettős standardizálás, mely valamely fajlagos mutató átlagtól való eltéréseinek egy strukturális természetű tényezőjét különíti el, s méri ennek szerepét, egyúttal lehetőséget adva a *nem* az adott struktúrából következő hatások – ezek összefoglaló neve, kissé félreérthető módon „lokális” tényező – szerepével való összemérésre is. A shift-analízis tehát olyan eljárás, amely lehetőséget ad egy adott strukturális tényező önálló hatásának mérésére. (Esetünkben a kistérségek jövedelemszintjének a vidéki átlagtól való eltérését bontjuk fel a településméret-összetételből származó – strukturális – hatás, és az ettől független – „lokális” – hatás összegére.) Érdekesség, hogy számítási módja megegyezik a demográfiában használatos, ott leginkább „indirekt standardizálásnak” nevezett módszerével (Józan 1996, 256. old.). De míg a demográfusok számára általában csak a lokális tényező elkülönítése az érdekes (pl. a kormegoszlás eltéréseitől független, „standard” halálózási ráta meghatározása)⁴⁴, számunkra épp a strukturális tényező, illetve a lokális hatással való összemérés lehetősége teszi különösen vonzóvá. Leginkább adekvát felhasználási lehetősége *nominális* struktúra-változók hatásának mérése (pl. ágazati szerkezet, foglalkozási vagy vallási összetétel), mert lehetővé teszi, hogy ne csak egyetlen kategória arányát vegyük egyidejűleg figyelembe (pl. csak a katolikusokét vagy az ipari keresőkét), hanem az adott struktúra *valamennyi*

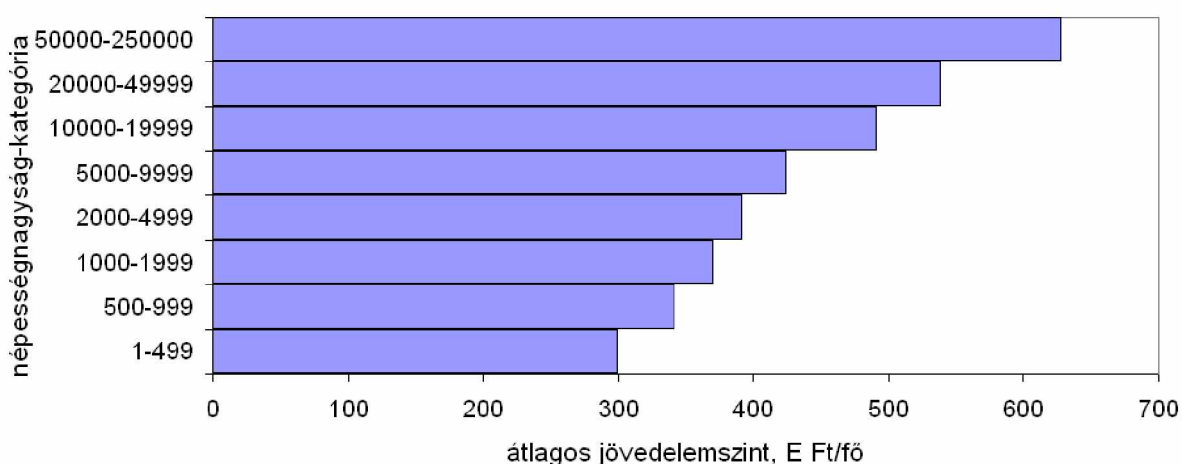
⁴² Ennek okairól részletesebben szól korábbi tanulmányom (Kiss 2001).

⁴³ E sajátos összefüggés okait Németh Nándorral közös tanulmányunkban hosszasan is elemeztük (Kiss–Németh 2006).

⁴⁴ Kivétel ez alól Rédei Mária (1985) munkája, aki a módszer széleskörű alkalmazási lehetőségeit mutatja be.

csoportját. Esetünkben a településméret ugyan graduális változó, ám a regressziós vizsgálatban ennek csupán egyetlen elemét tudtuk kiemelni, a 7 ezer fős népességhatárhoz való viszony alapján. A shift-analízisben viszont – bizonyos módszertani határok között – nagyobb számú csoportot tudunk elkülöníteni. Jelen vizsgálathoz 8 kategóriára bontottam a településállományt 2003. évi állandó népessége alapján, és – egyfajta lépcsős függvényt alkotva – minden település esetében a népességnagyság-kategóriája átlagjövedelmét tekintettem a struktúrából következő jövedelemszintnek (19. ábra). Az ábrán jól látható, hogy a településméret valóban összefügg a jövedelemszinttel, de az is, hogy az egyes „fokok” távolsága a függvény „tapasztalati” jellege miatt szabálytalan. A lépcsős függvény durvasága (mindössze 8-féle jövedelemszint!) ellenére a kistérségenként – a települések lélekszámával súlyozva – átlagolt, becsült jövedelemszint mégis jobban korrelál a ténylegesen bevallott jövedelmekkel, mint amikor csak a 7 ezer fő fölötti települések arányát használtuk a településméret-összetétel jellemzésére ($r = 0,55$). Az így kapott, tisztán a struktúra hatását tükröző jövedelemértékből kivonva a vidéki átlagot, megkapjuk a *strukturális* hatás mértékét; s ezt kivonva az adott kistérség tényleges jövedelme és a vidéki átlag közötti eltérésből, adódik a kistérség *teljes* jövedelmi előnyének, illetve hátrányának „*lokális*” összetevője.⁴⁵

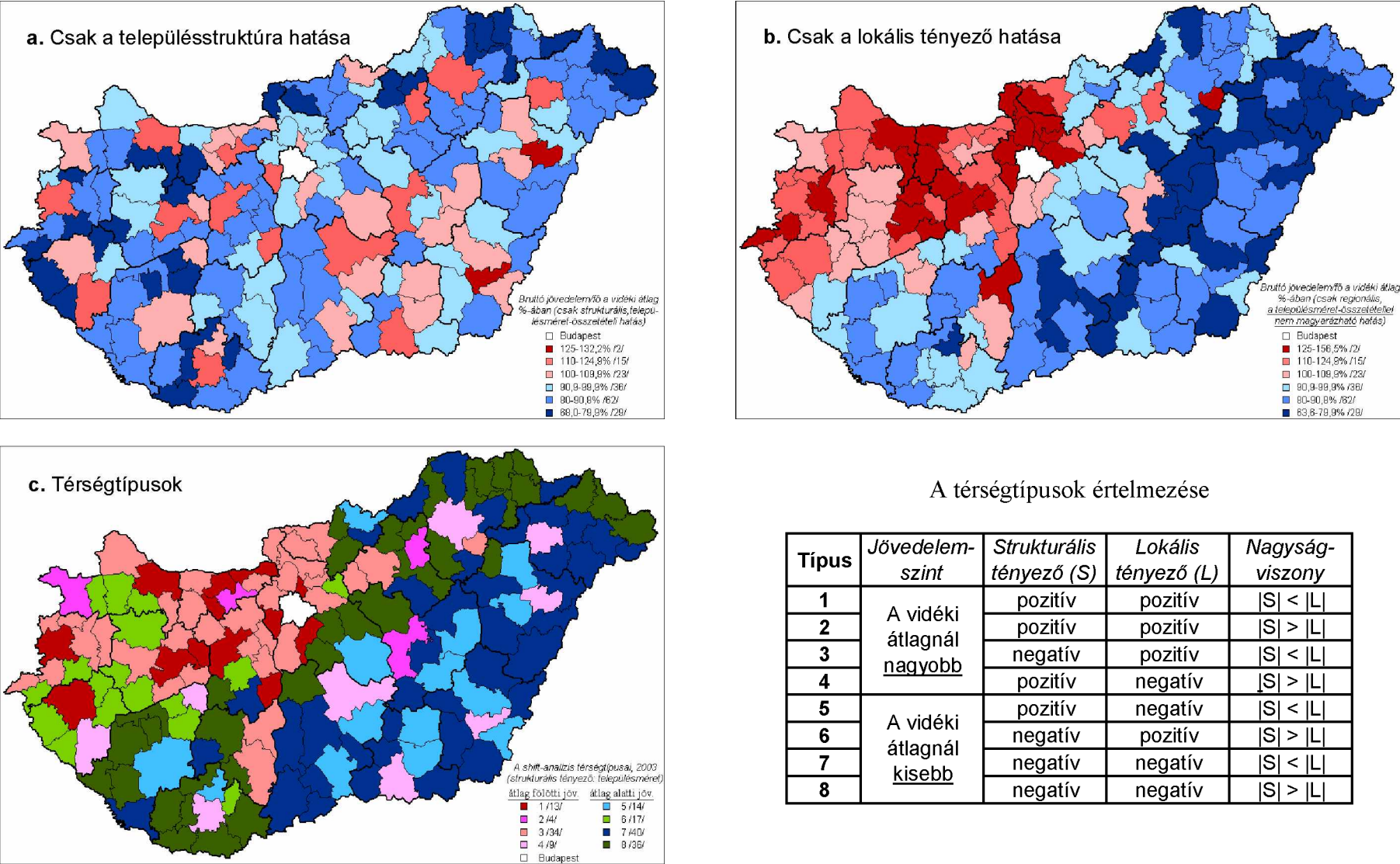
19. ábra. A shift-analízisben használt népességnagyság-kategóriák és a hozzájuk tartozó átlagos jövedelemszintek (állandó népesség és bevallott bruttó személyi jövedelem, 2003)



A shift-analízis eredményei (20. ábra) közül a strukturális tényező szerepét bemutató térkép – ez tehát azokat az egy lakosra jutó forintértékeket mutatja, amely akkor jellemezné a kistérségeket, ha 100%-ban csak a településméret lenne a jövedelemszint meghatározója – önmagában kevés érdekességgel szolgál. Ez ugyanis voltaképpen a településstruktúra „komplex”, kistérségi szintű térképe; legfeljebb a mértékegység – forint – szokatlan. A tényleges jövedelmek térképével (14. ábra) összevetve azonban mindjárt feltűnik, hogy itt kevesebb a sötét színű folt, az értékek szóródása lényegesen kisebb: valószínűleg nem ez a strukturális tényező a jövedelmi egyenlőtlenségek fő meghatározója. A valószínűség azonban a shift-analízis lehetőségeinek köszönhetően bizonyosságá is válik: a számítás szerint a 167 vidéki kistérség közül 101-ben jobban meghatározzák a jövedelemszint vidéki átlagtól való eltérését a településstruktúra hatásával *nem* magyarázható („lokális”) tényezők, mint a településméret-összetétel.

⁴⁵ Az itt bemutatott számítási menet eltér a hazai módszertani munkákban – Nemes Nagy (szerk.) 2005 – megtalálható eljárástól, amely elsőként a *lokális* hatás mértékének kiszámítását ajánlja. Az én módszerem azonban – amellet, hogy eredményét tekintve teljesen ekvivalens azzal – lényegesen egyszerűbben, kevesebb számítással végrehajtható, és véleményem szerint gondolatmenete is könnyebben követhető.

20. ábra. A településméret-összetétel (hétezersnél népesebb településen élők aránya – „strukturális tényező”), illetve az ezzel nem összefüggő („lokális”) tényezők hatása a jövedelemszintre, shift-analízis alapján. A két hatás eredője a bevallott jövedelem. A kategóriák határai mindkét térképen azonosak! A c. ábra a jövedelemszintek és a két tényező viszonya által meghatározott nyolcféle lehetséges térségtípus területi eloszlását mutatja.



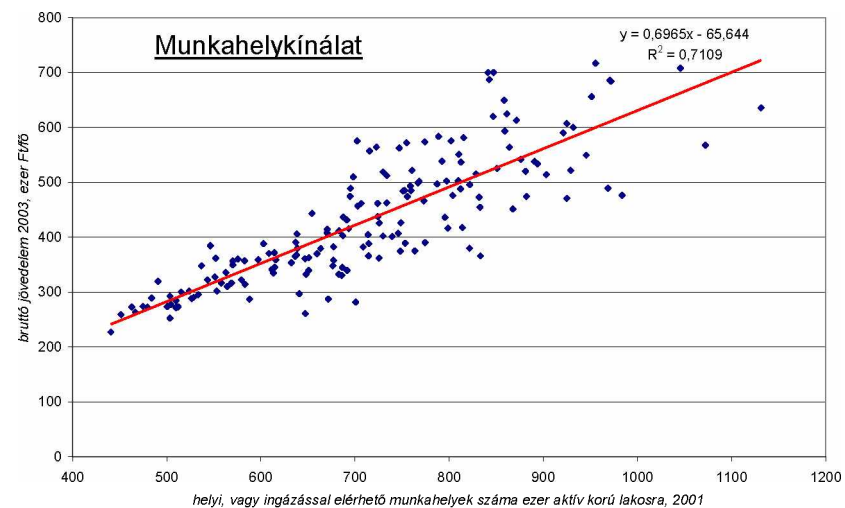
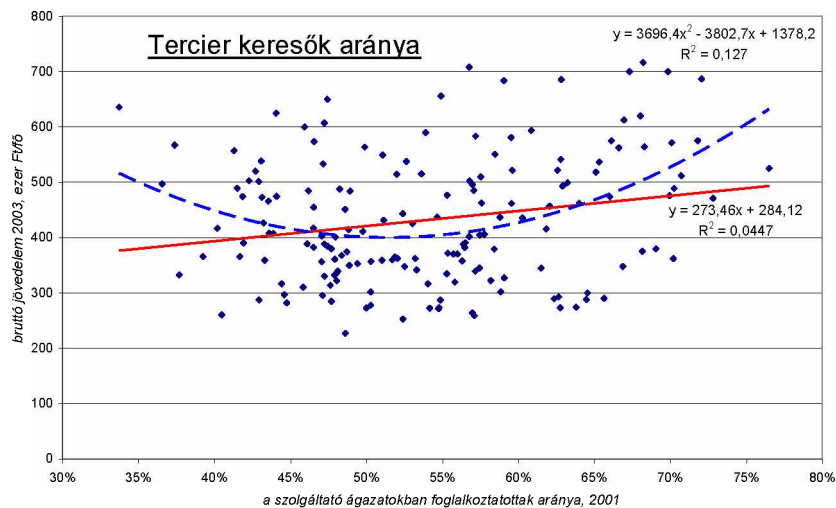
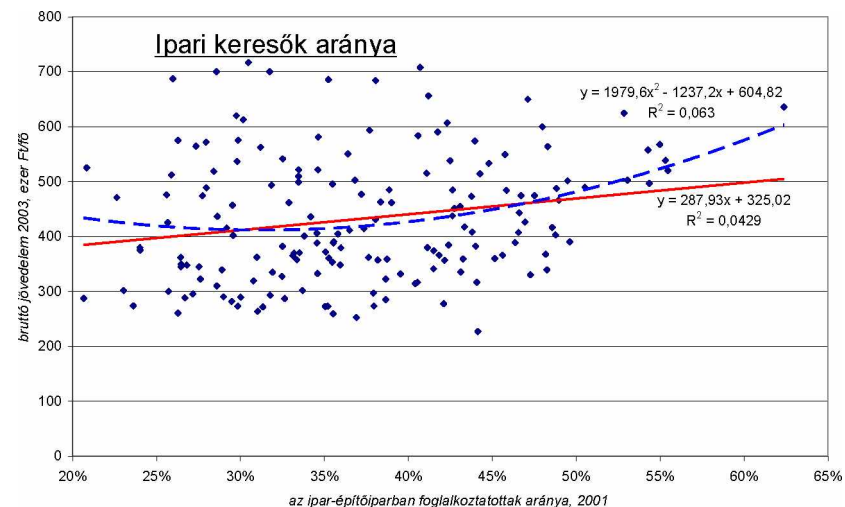
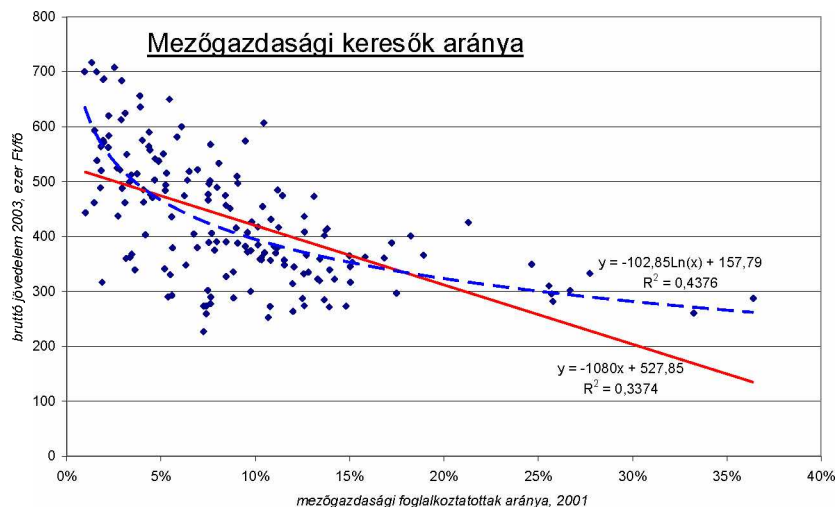
Egészen megdöbbentő ugyanakkor a lokális tényező térképe. Az eredmények szerint ugyanis, ha a településméret nem módosítaná a jövedelmeket, az ország egybefüggő északnyugati és középső tömbjében – továbbá az ebből „csápként” kinyúló, Szekszárdig tartó Duna-jobbparti, illetve az Egerig tartó „vásárvonali” sávban – kizárólag átlag fölötti jövedelmű kistérségek lennének, míg a fennmaradó országrészben – Tiszaújváros, Szolnok és Pécsvárad „szigetei” kivételével csakis átlag alattiak! Feltűnő továbbá a település-összetételéhez képest mélyen átlag alatti jövedelmű Tiszamente elmaradott „tengelye” is. Mindez azt sejteti, hogy a társadalmi struktúrán kívüli egyenlőtlenségformáló tényezők közül a térbeli struktúrák (a regionalitás) jelentik a legfontosabb hatóerőt. Nem bizonyíték azonban arra, hogy a térbeliség hatóerőinek szerepe megelőzné társadalmi struktúráét, hiszen itt csak *egyetlen*, és a jövedelemmel viszonylag laza kapcsolatban levő társadalmi struktúra-tényezőt tettünk vizsgálat tárgyává.

A társadalmi munkamegosztásban elfoglalt kistérségi pozícióra utaló változók közül a *munkahelykínálat* mutatja messze a legerősebb együttjárást a jövedelmi viszonyokkal (21. ábra). Ez egyfelől természetesen érthető, hiszen a munkahelykínálat – picit „kilógva” ezzel változóim sorából – részben közvetlen összefüggésben van a jövedelmekkel: az általuk meghatározott foglalkoztatási (aktivitási) szint a jövedelmi egyenlőtlenségek egyik belső összetevője (a másik az egy foglalkoztatottra jutó jövedelem; a fajlagos jövedelmi szint e két tényező szorzatával azonos). Mivel azonban nem a térségek lakói által *ténylegesen* betöltött munkahelyeket, hanem a munkaerőpiacok által *kínált* álláslehetőségeket tartalmazza a változó, ezért indokolt mégis számításba venni.⁴⁶

A szórás a regressziós egyenes körül viszonylag kicsi, ám az eltérések jellegzetesek. A *ténylegesen* bevallott jövedelem a nagyvárosi, agglomerációs, illetve domináns nagyvállalat által meghatározott helyi munkaerőpiacú (pl. Tiszaújváros, Dunaújváros, Paks) kistérségekben haladja meg leginkább a munkahelykínálatból következő jövedelemszintet – ezek nagyjából a legmagasabb jövedelmi színvonallal („bérszínvonallal”) rendelkező kistérségek. A másik oldalon, a rendelkezésre álló munkahelyek számához képest alacsony jövedelmet bevalló térségek között két típus képviselőit találjuk. Egyikük az a kistérségcsoport, aminek lakói az átlagost lényegesen meghaladó mértékű jövedelemeltitkolással „gyanúsíthatók”. Amint azt több vizsgálat (Jakobi 1999, Nemes Nagy–Jakobi–Németh 2001, Jakobi–Kiss 2003) egybehangzóan mutatták, közéjük tartoznak

⁴⁶ A probléma a későbbiekben bemutatandó többváltozós modellek szempontjából akkor ad igazán okot az aggodalomra, ha a munkahelykínálat változója mutatná a legerősebb összefüggést a jövedelemszinttel. Ez azonban, mint kiderült, szerencsére nem így van.

21. ábra. A helyi vagy ingázással elérhető munkahelyek kínálatának, és a foglalkoztatottak ágazati megoszlásának összefüggése a kistérségek 2003. évi egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmével. Az adatok forrása: Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. KSH, Bp. 2002, illetve KSH T-STAR 2003.

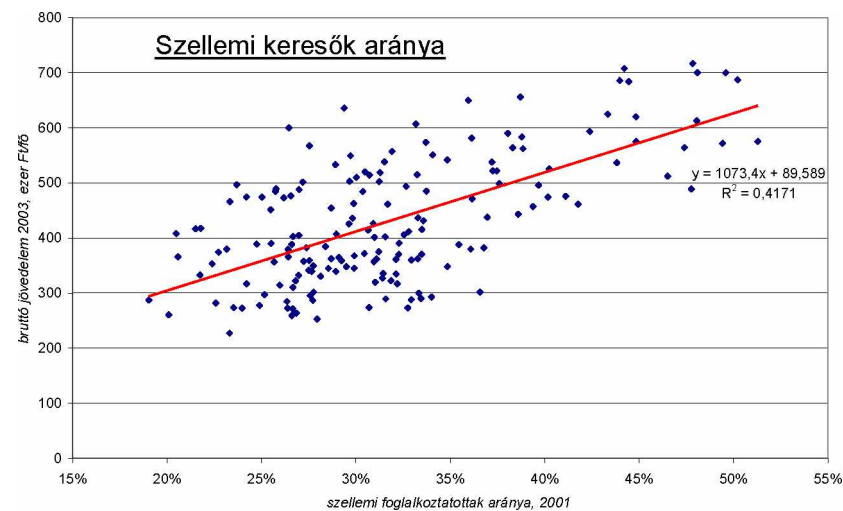
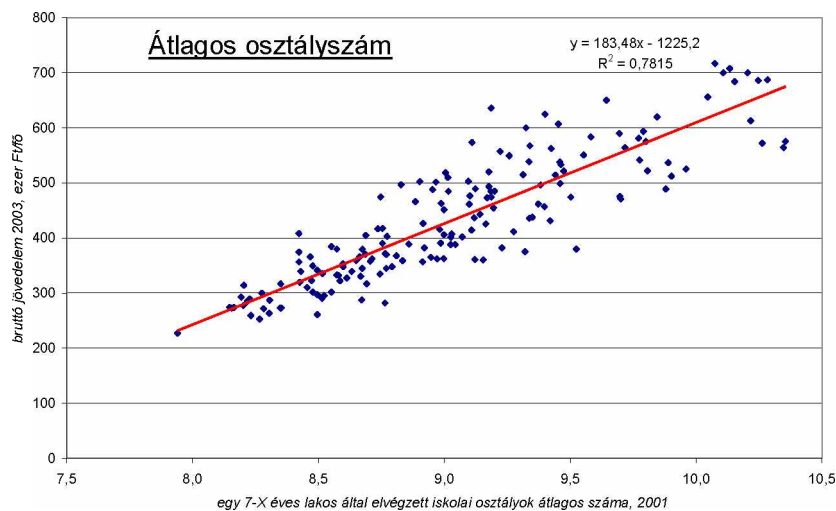
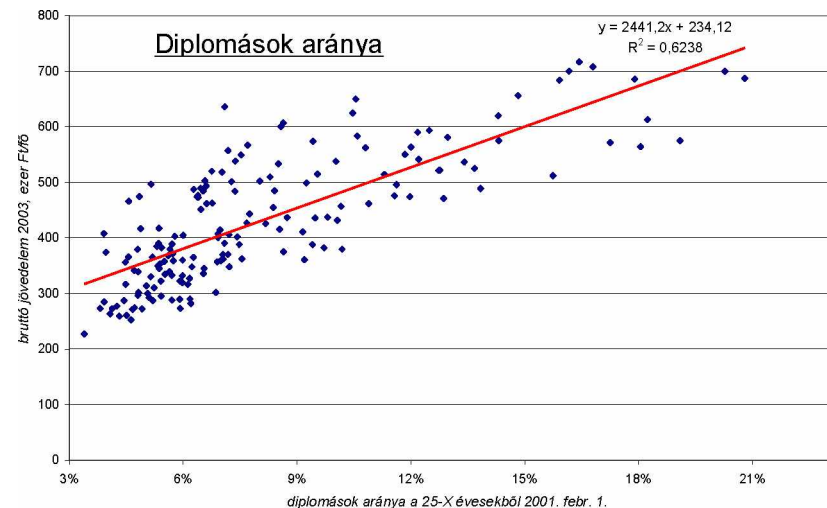
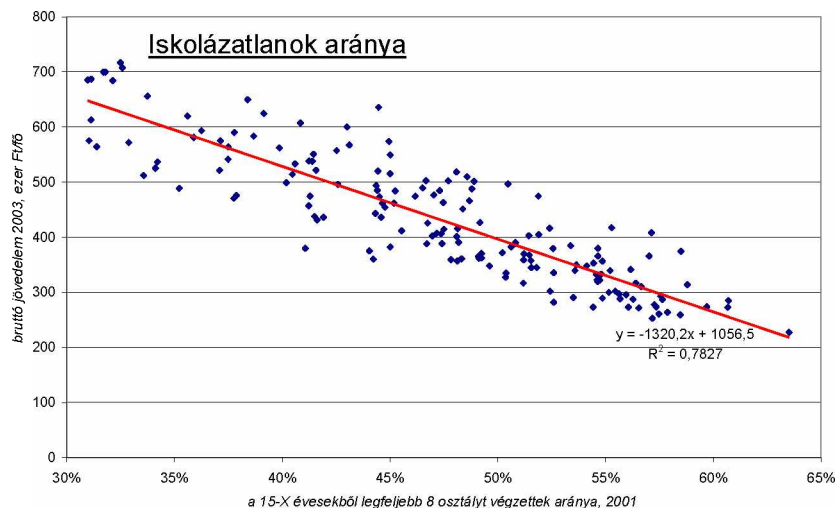


elsősorban a kiterjedt árnyékgazdaságukról is nevezetes „homokhátsági” kistérségek (Kiskőrös, Kistelek, Mórahalom), illetve az idegenforgalmi bevételeiknek csak egy részét bevalló egyes Balaton-parti (Fonyód, Balatonföldvár, Keszthely) körzetek. Másfelől azonban *valószínűleg* alacsony bérszínvonalra utal a döntően a külföldi tőke zöldmezős új ipari üzemai által meghatározott munkaerőpiacú dunántúli kisvárosi térségek – a munkalehetőségek nagy számához viszonyított – jövedelemhiánya (Tab, Csepreg, Celldömölk, Sárvár, Mór, Óriszentpéter). Fontos összefüggésre hívja fel a figyelmet a regressziós eloszlás heteroszkedasztikussága is. Az alacsony munkaerőkínálattal rendelkező kistérségekben ugyanis ez a tény szinte determinisztikusan meghatározza a jövedelmeket; a jobb munkaerőpiaci helyzetű kistérségekben azonban már lényegesen megnő az egyéb tényezők jövedelemalakító szerepe.

A foglalkoztatottak ágazati megoszlása – a már jelzett durva, mindössze a 3 főágazatra szorítkozó közelítésnek is köszönhetően – a legkisebb magyarázó erővel rendelkező tényezőcsoport: a mezőgazdaság aránya ma is közepes *negatív* ($r = -0,58$) korrelációban van a jövedelemmel, míg az ipar és a tercier szektor foglalkoztatási szerepe egyaránt gyenge, de szignifikáns *pozitív* összefüggést mutat (21. ábra). Ebben azonban annak is szerepe van, hogy valójában egyik összefüggés sem egyértelműen *lineáris* jellegű: az ipar és a különösen a tercier szektor jövedelemalakító hatását sokkal jobban írja le egy másodfokú polinomiális összefüggés. Ez arra utal, hogy mindkét szektort tekintve inkább az átlagos foglalkoztatási súlyú kistérségek helyzete rosszabb. A nagyon alacsony tercier keresői arány ugyanis több, stabil ipari nagyvállalattal rendelkező – vagy újonnan iparosodott, magas foglalkoztatási szintű dunántúli kisvárosi – térségre is jellemző. Magas ugyanakkor a szerepkörökéből adódóan tercier dominanciájú – kevesebb ipari keresőt foglalkoztató – nagyvárosi körzetek jövedelemszintje is. A mezőgazdaság esetében kicsit más a helyzet, itt inkább logaritmikus az összefüggés; ez pedig arra utal, hogy míg az igen alacsony (kb. 5% alatti) mezőgazdasági foglalkoztatás viszonylag egyértelműen magas jövedelemszinttel jár, addig kb. 15%-os súly fölött már majdnem mindegy a jövedelmek alakulása szempontjából, hogy *pontosan* mekkora is az agrárszektor jelentősége.

Ezzel ellentétben, az iskolázottsági adatok, illetve a szellemi foglalkoztatás aránya egyértelműen lineáris kapcsolatban áll a jövedelemszinttel (22. ábra). Közülük az utóbbi változó (SZELLAR) magyarázó ereje a legkisebb, bár így is jó közepes ($r = +0,65$). A nagyobb eltérések a regressziós egyenestől inkább „felfelé” mutatkoznak, és *hiánytalanul* fedik le az Észak-Dunántúli, illetve Közép-Magyarország „nyertes” zónáját, elkülönítve az ország többi részétől, különösen a lemaradó északkelet-magyarországi periferiától (23. ábra).

22. ábra. Az iskolázottság egyes mutatóinak és a szellemi keresők arányának összefüggése a kistérségek 2003. évi egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmével. Az adatok forrása: Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. KSH, Bp. 2002, illetve KSH T-STAR 2003.



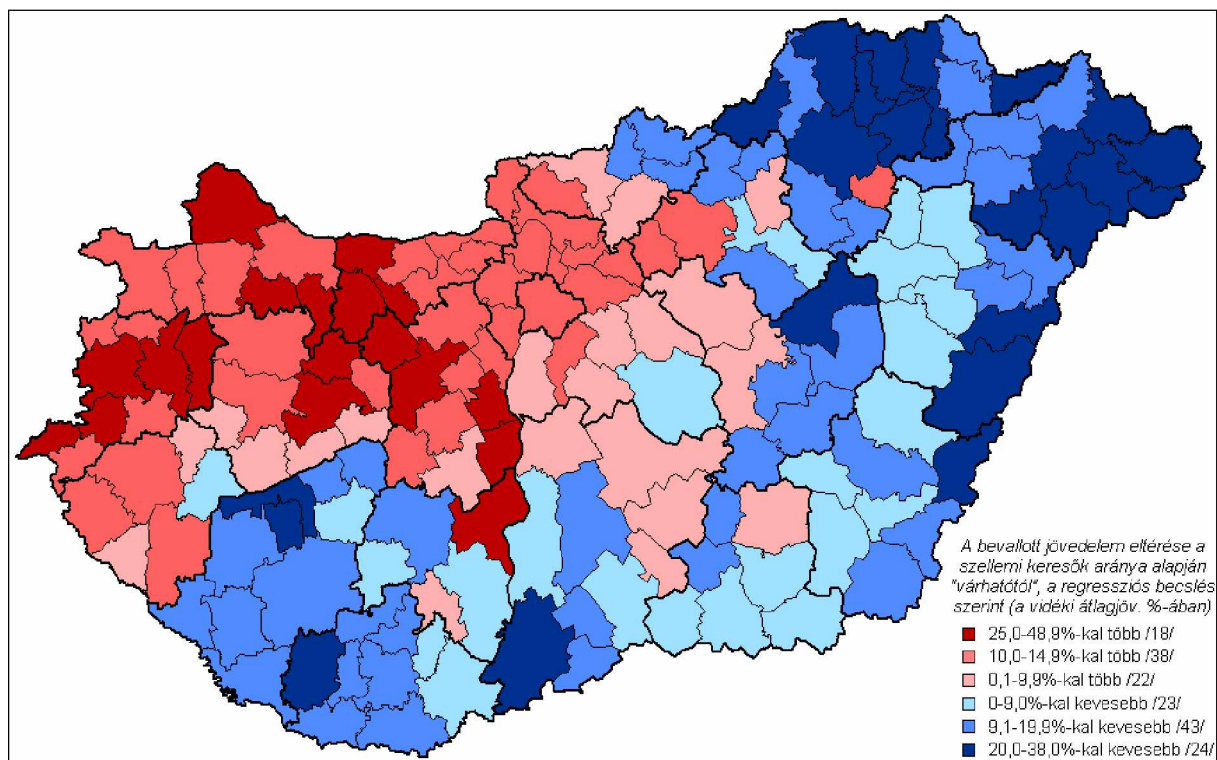
A nyertes zónában tehát kivétel nélkül magasabb a jövedelemszint, mint az a dolgozók foglalkozási csoportok közötti megoszlásából – fizikai és szellemi keresők – következne. Ez a kevésbé széttöredezett, és inkább keresleti munkaerőpiac *közvetlen* hatása (Fazekas 2005), de háttérben ott áll a 90-es évek második felének – ipari tömegtermelésen, betanított fizikai munkavégzésen alapuló! – gazdasági növekedési útja (Kiss 2001b), mint ahogy az is, hogy a keleti országrészben viszont épp a termelő tevékenységek leépülése, – ha tetszik a fizikai munkaalkalmak hiánya – a lemaradás egyik fő tényezője.

A jövedelmi egyenlőtlenségekkel legjobban összefüggő, azokat leginkább meghatározó változónak azonban egyértelműen az iskolai végzettség bizonyult, igazolva ezzel, hogy – a társadalmi egyenlőtlenségrendszer egészéhez hasonlóan (Kolosi 2000, Ferge 2002) – területi értelemben is mindmáig az iskolázottság foka határozza meg leginkább a társadalom (jövedelmi) tagozódását. A három, erre vonatkozó mutató magyarázó erejét összevetve egyértelműen a diplomások arányáé a legkisebb ($r = 0,79$), a maximum 8 osztályt végzettek mutatója azonban igen nagy mértékben – az általánosan használt átlagos iskolai osztályszámával megegyező erővel – határozza meg az adóköteles jövedelmek területi differenciáit ($r = 0,89$). Ez megerősíti azt a feltételezésemet, hogy Magyarország ma még korántsem a tudástársadalom korszakában van: a jövedelmek alakulása szempontjából nagyobb pozitívumot eredményez a képzetlenek hiánya, mint a magasan iskolázottak nagy száma. Ez a következtetés pedig odáig vezet, hogy – ellentétben a Magyarországon 1990 óta folyó gyakorlattal – a társadalmi esélyegyenlőség elősegítése szempontjából több múlik (múlna) a közoktatás fejlesztésén, mint a felsőoktatáson.

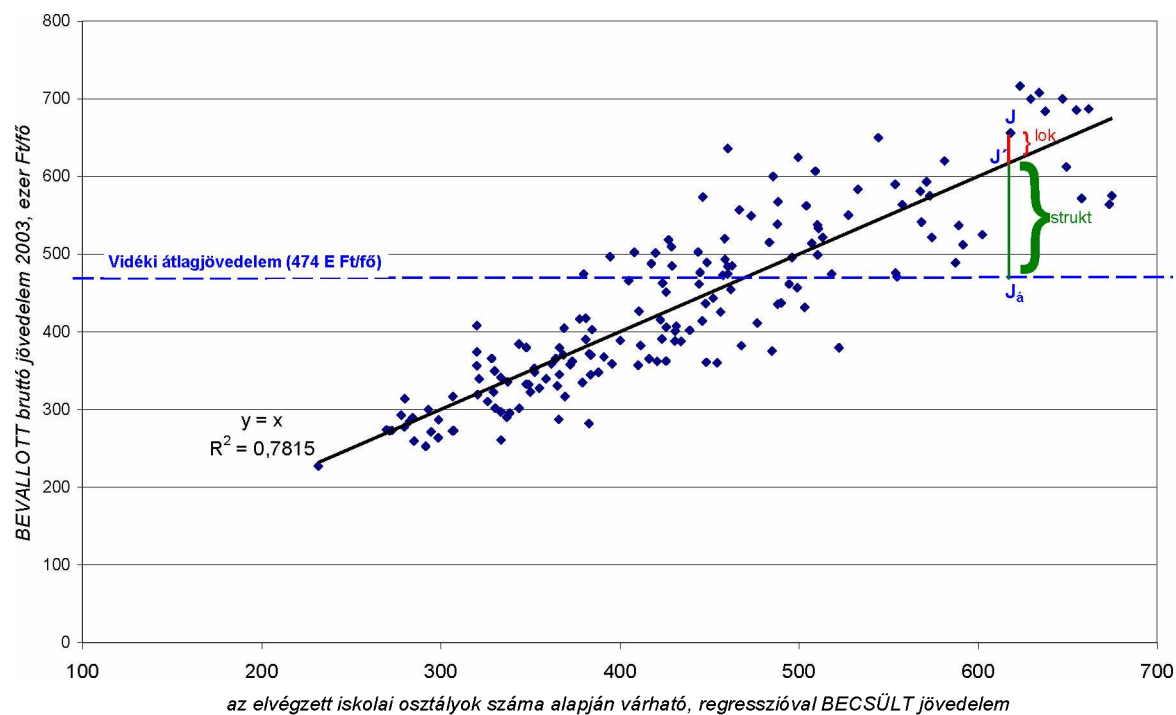
Mivel ez legerősebb magyarázó tényező, az *iskolázottság* hatását érdemes részletesebben is megvizsgálni. Ehhez az iskolázottsági helyzetet legkomplexebb módon kifejező átlagos osztályszám mutatóját használtam. Azt, hogy a magas iskolázottság csak szükséges, de (önmagában véve) nem elegendő feltétel a magas jövedelmekhez, mutatja a regressziós egyenes kisfokú, de felismerhető heteroszkedasztikussága is (22. ábra). Az alsóbb iskolázottsági szinteken a jövedelmek meglehetősen szorosan illeszkednek az elvégzett osztályok száma alapján várható szinthez, mutatva, hogy bizonyos minimális kulturális tőke, iskolázottsági szint híján kicsi a jövedelemszerzési lehetőségek „mozgástere”. A vidéki átlagot meghaladó iskolázottság mellett, a kistérségi „mezőny” felső harmadában viszont csökken az iskolázottság determináló szerepe, megnő a jövedelmek szóródása, azaz más tényezők hatása is érdemben befolyásolja már az elérhető jövedelemszintet.

A legfontosabb eldöntendő kérdés, hogy vajon az *egyes* kistérségeket alapul véve is kimutatható-e az iskolázottság meghatározó ereje. Másképp feltéve a kérdést, arra kell választ

23. ábra. A szellemi keresők aránya alapján végzett regressziós jövedelembecslés eredménye: ennyi lett volna a jövedelem 2003-ban, ha a szellemi és fizikai dolgozók aránya mindenhol a vidéki átlagérték lett volna.



24. ábra. A kistérségi jövedelmek átlagától való eltéréseinek strukturális és „lokális” összetevőkre bontása regressziós módszerrel



kapunk, hogy mi határozza meg *jobban* az egyes kistérségek jövedelmének az átlagtól való eltérését: iskolázottságuk szintje, vagy az ettől független, egyéb hatások? Ha a kistérségek többségében az iskolázottsági struktúra ereje bizonyul nagyobb magyarázó erejűnek, az önmagában véve is igen erős érvnek tekinthető kiinduló hipotézisem mellett, ami a jövedelmek *területi* egyenlőtlenségeinek hátterében döntően a *társadalmi struktúra* hatását feltételezi.

A kétféle hatás – az iskolai végzettség (strukturális tényező), illetve az ettől független „maradék” („lokális tényező”) – különválasztására két eltérő számítás eredményeit mutatom be.⁴⁷ Az egyik a már alkalmazott shift-analízis, valójában azonban a másik sem újdonság: a már az eddigiekben is szereplő regresszióelemzésről van ugyanis szó. Az utóbbi módszer talán még a shift-elemzésnél is egyszerűbb, ám ilyen jellegű értelmezésével nem találkoztam a szakirodalomban; érdemes ezért – a 24. ábra segítségével – rövid módszertani magyarázatot adni.

A 24. ábra az átlagos iskolai osztályszámból lineáris regresszióval becsült, illetve a tényleges, bevallott jövedelemszintek kistérségi értékeit mutatja; az ábrán feltüntettem a regressziós egyenest és a vidéki átlagjövedelem szintjét is. Az ábrán J-vel jelöltem egy kiválasztott kistérség (a szombathelyi) pozícióját a koordináta-rendszerben. Látható, hogy a szombathelyi kistérség jövedelemszintjének a vidéki átlagtól való eltérése (a JJ_A szakasz hossza) két részre bontható. Az egyik a vidéki átlagjövedelem, illetve szombathelyi térség iskolázottsági mutatójából következő, a regressziós egyenes által kijelölt érték (J') távolsága ($J_A J'$ szakasz). Ez voltaképpen a strukturális hatás mértéke – látható, hogy Szombathely esetében is igencsak pozitív eltérést eredményez a vidéki átlaghoz képest. Ám a szombathelyi kistérség jövedelmi előnyéhez hozzájárul még egy tényező – a regressziós becslés reziduálisa – is. Ez az az érték, amivel Szombathely körzetének jövedelmi előnye még az iskolázottsági helyzete által kijelölt mértéknél is nagyobb, s ami valójában nem más, mint a „lokális” hatás (a JJ' szakasz hossza) – gyakorlatilag ennek kistérségenkénti mértékét ábrázolta a foglalkozási struktúra kapcsán az imént elemzett 23. ábra. A két szakasz – a számítás során: a regresszióval becsült jövedelemnek az átlagtól való eltérése, illetve a reziduális *abszolút értékei* – összevetéséből látszik, hogy bár Szombathely esetében mindkét tényező szerepe pozitív, a strukturális előny nagysága felülmúlja a lokális hatásokét. A módszer egyik hátránya a shift-analízishez képest, hogy egyrészt nominális változók esetén nem használható; másrészt pedig hogy a shift-analízis, a tapasztalati, lépcsős közelítésből következően, jobban bírja követni a két változó közötti, esetlegesen nem „szabályos” függvényt leírható összefüggéseket. A regressziós elvű tényezőkre bontás előnye viszont, hogy míg a shift-analízis a magyarázó változó bizonyos tartományaiban (azonos „lépcsőn” belül) *ugyanazt* a jövedelmet becsli, addig regressziós módszerünk a magyarázó változó minden értékéhez más-más „elvárt” értéket (esetünkben: jövedelmet) rendel. Talán ennél is fontosabb azonban, hogy a shift-analízissel szemben a regressziós elvű tényezőkre bontás során több strukturális tényező – többváltozós regresszióval, vagy más módszerrel – összegzett hatását is lehetséges figyelembe venni, s ilyen módon elkülöníteni a nem strukturális természetű („lokális”) tényezők hatásától, illetve összemérni őket egymással. (Elméletileg nem lehetetlen több strukturális változós shift-analízis elvégzése sem, ennek gyakorlati kivitelezése azonban számos praktikus, illetve módszertani nehézséggel járna.). Így a következő, 3.2.3 fejezetben közölt komplex mutatók hatásának tényezőkre bontása is csak ezzel a módszerrel volt lehetséges.

⁴⁷ A szakirodalomban ismeretes egy harmadik megoldás is: ez pedig az átlagtól való eltérés, vagy generálisan a jövedelmek szóródását mérő koncentrációs mérőszámok – pl. az Éltető–Frigyes index (Nemes Nagy 1987, Nemes Nagy szerk. 2005) és az entrópia-típusú mutatók (leggyakrabban a Theil-index – Tóth 2005) – értékeinek logaritmikus tényezőkre bontása. Ilyen típusú számításokat magam is végeztem, az eredmények közlésétől azonban e helyen eltekintek.

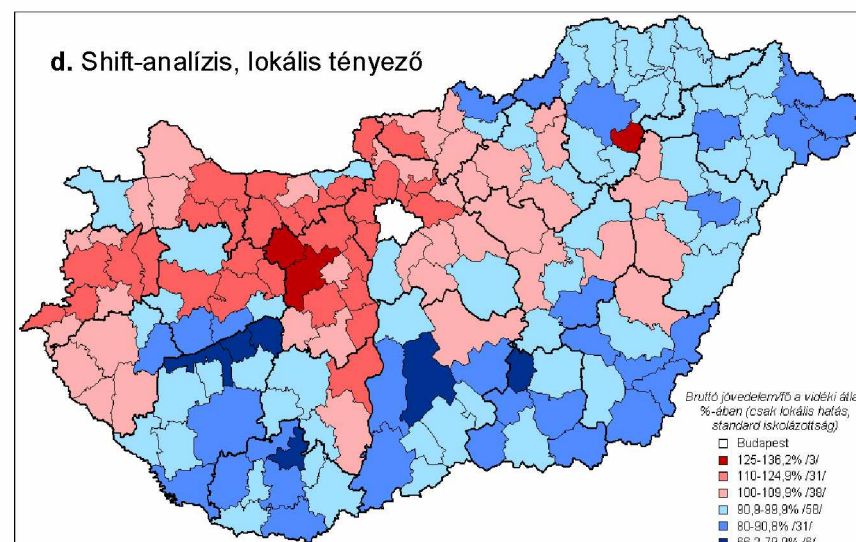
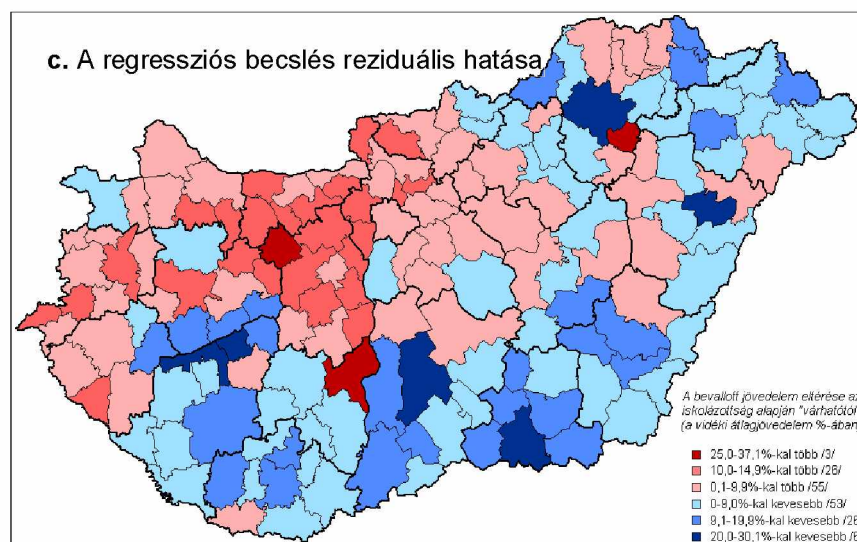
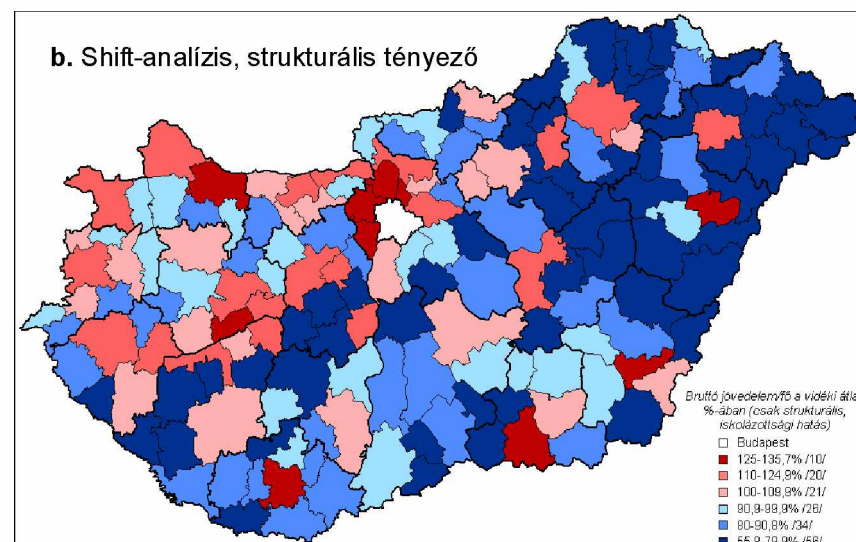
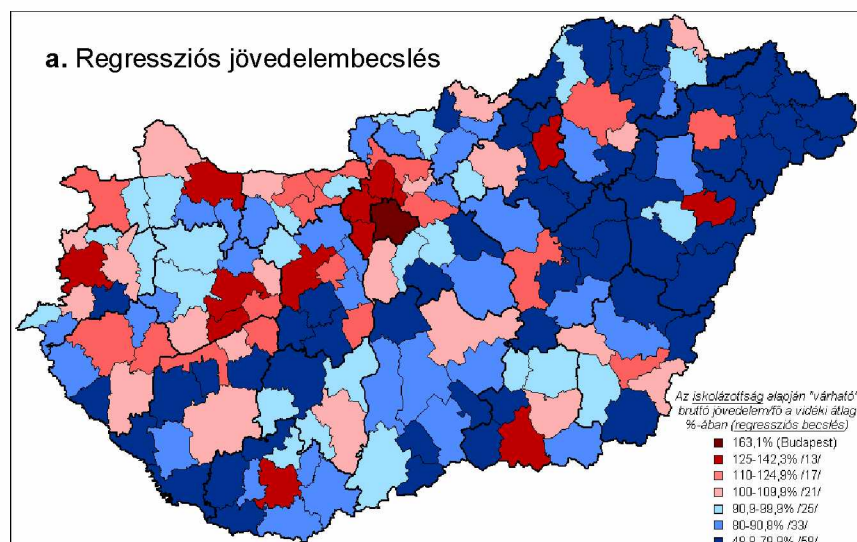
Az eltérő módszerrel végzett tényezőkre bontás eredményei (25. ábra) mindazonáltal szinte teljesen megegyezők.⁴⁸ Korrelációjuk 99,0%-os, s a 167 esetből 153-ban azonosan jelzik, hogy a strukturális, vagy a lokális eredetű jövedelemeltérés nagyobb-e. 135 esetben pedig – a kétféle tényező egymáshoz viszonyított nagyságát és irányát alapján lehetséges 8 típust alapul véve – ugyanabba a típusba sorolódtak a kistérségek. (Különbségek főleg a vidéki átlag körüli jövedelemszintű térségekben mutatkoznak, illetve ott, ahol közel kiegyenlített a két tényező hatásának abszolút értéke.) A vizsgálatok legfontosabb eredménye, hogy a kistérségek kb. 70%-ában – a shift-analízis szerint 116-ban, a regressziós módszer alapján pedig 120-ban – az iskolázottsági struktúra hatása bizonyult elsődlegesnek a vidéki átlaghoz képest mutakozó jövedelmi előny, illetve hátrány kialakításában. A strukturális tényező vezető szerepét jól illusztrálják a 25. ábra térképei is: egyértelműen a felső sor, azaz a strukturális tényezőkből becsülhető jövedelemszint hasonlít jobban a „valódi” kistérségi jövedelemegyenlőtlenségeknek a 14. ábrán bemutatott térképéhez. A hasonlóságot persze számítással is igazolhatjuk: a csupán az iskolázottsági hatást tükröző – a regressziós becslésből kapott, illetve a shift-analízis strukturális tényezőjéből adódó – jövedelmek átlaga és szórása egyaránt igen közel áll a „valódi” adatsor megfelelő értékeihez (a regressziós becslés esetében például 481,5 ezer Ft a valódi 474,3 ezerrel szemben, a Hoover-indexek megfelelő értékei pedig: 10,8%, illetve 10,1%). A tisztán *lokális* hatásokat mutató térképeken viszont amellet, hogy teljesen eltérő területi mintázat látható, csak elvétve fordulnak elő sötétebb árnyalatok, amelyek az átlagtól való nagy eltérésekre utalnának: a lokális összetevőből adódó jövedelmek Hoover-indexe csak 4,9%.

A legfeltűnőbb azonban ez esetben is a „lokális” tényező erőteljes regionalitása. Egyfelől ismét csak Észak-Dunántúl, illetve Budapest környékének – Pest megye határain keleti és déli irányban is túlnyúlóan mutakozó – „strukturáfüggetlen” előnye nyilvánvaló, amely különösen a Komárom–Fejér–Veszprém–Győr–Moson–Sopron megyék határvidékén található kisvárosias, ipari karakterű térségekben (és persze Pakson, Tiszaújvárosban) jelentős mértékű. A déli és keleti országrészben jelentkező lokális hátrányok pedig különösen a „Dél” (Dél-Dunántúl és Dél-Alföld) szempontjából jelentősek.

Érdemes itt visszautalni az 1990 utáni jövedelmi dinamika vizsgálat eredményére, amely egyértelmű Észak–Dél tagolódást mutatott. Úgy tűnik, a két tény között összefüggés van. Míg ugyanis például Északkelet-Magyarország esetében strukturális adottságai miatt nem is „várható” magasabb jövedelemszint, a Dél

⁴⁸ A shift-analízisben ezúttal 14 iskolázottsági kategóriára osztottam a vidéki településeket: mindegyikbe 250-250 település tartozott, kivéve a két legmagasabb kategóriát, ahol a zömmel népes települések között a korábbi kategóriákhoz képest nagyobb ugrások mutakoztak; így ezekbe 73, illetve 62 egység jutott. (Így is az utóbbi csoport volt a legnépesebb, mintegy 2 millió fős.) A 14, egyébként monoton növekvő átlagjövedelmű kategóriából kialakított kistérségi „iskolázottsági struktúra”-korrelációja a bevallott jövedelmekkel gyakorlatilag ugyanakkora volt, mint az eredeti iskolázottsági adatoké.

25. ábra. A kistérségek 2003-as egy lakosra jutó jövedelemszintje az iskolázottság (átlagos osztályszám), illetve az ettől független tényezők hatása alapján. Fent: a struktúra alapján várható jövedelem (a. egyváltozós regressziós becslés, b. shift-analízis strukturális tényezőjeként.) Lent: c. a regressziós becslés reziduális d. a shift-analízis lokális tényezője. A két hatás eredője a bevallott jövedelem. A kategóriák határai valamennyi térképen azonosak!



lemaradása, jóval kedvezőbb strukturális viszonyai *ellenére* következett be: sokkal egyértelműbben területi (földrajzi) természetű, önálló magyarázatot igénylő kérdés tehát. A szélsőségesen kedvezőtlen lokális tényezőjű térségek közül Kiskőrös, Csongrád, illetve Fonyód és Balatonföldvár, valamint Komló sajátos „viselkedésének” okaira (mint ahogy az ellentétes értelmű szélsőséget képviselő Tiszaújvárosára is) a korábbiakban már utaltam. „Újdonság” a korábbiakhoz képest és elgondolkodtató egyszersmind, hogy a keleti országrész nagy regionális központjai, egyetemi városainak – Miskolc, Szeged és Debrecen – térségei mennyire elmaradtak még 2003-ban is a strukturális – iskolázottsági – előnyeikből következő lehetőségektől. Ebben véleményem szerint egyebek mellett a képzettség minőségi összetevője is jelentős szerepet játszik (ilyen pl. közszolgálatához és kevésbé dinamikus szakterületekhez kötődő, nem igazán „piacos” szakmákban bővelkedő helyi képzési szerkezet, Kiss 2003b, Kiss 2004).

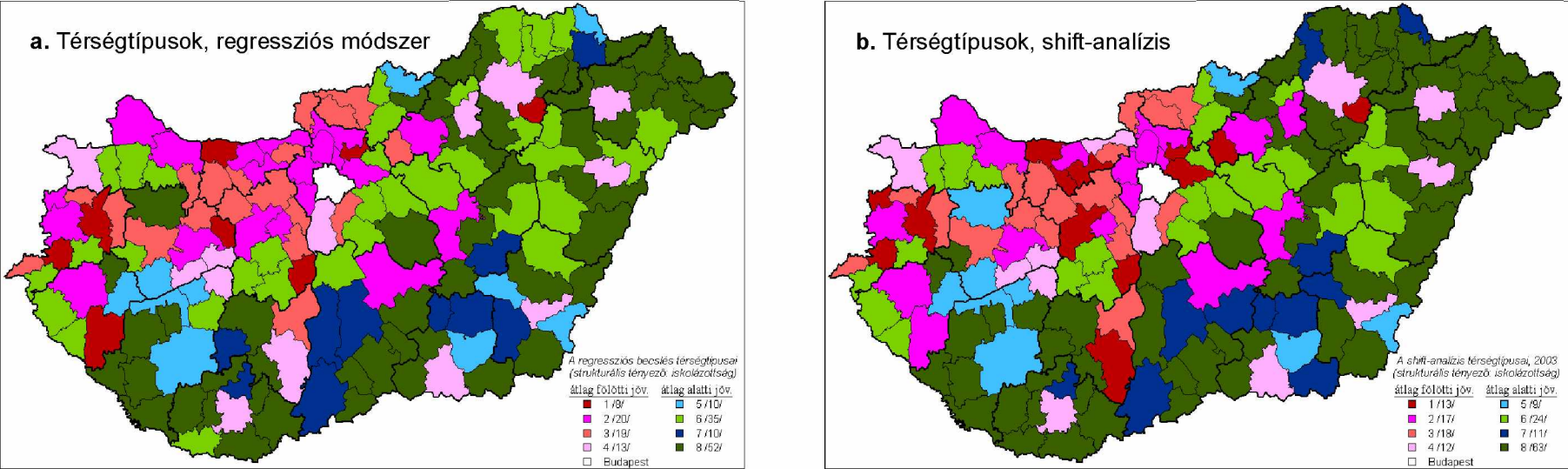
Az ismertetett összefüggések ez esetben is – a lokális és strukturális tényezők egymáshoz képesti nagysága alapján adódó – 8 térségtípus jellegzetes területi elrendeződéséhez vezetnek (26. ábra). Az átlagtól elmaradó jövedelmű térségek többségében egymást erősítik a strukturális (iskolázottsági) és a lokális hátrányok: 107 kistérség közül 74 bizonyult ilyennek a shift-analízis alapján. Az átlag fölötti jövedelmi viszonyok esetében ilyen kapcsolat nem mutatható ki: 60 kistérségből 30-ban mindkét, 30-ban viszont csak az egyik tényező lendítette a jövedelemszintet a vidéki átlag fölé. A keleti országrész helyzetét például nagyrészt a strukturális (iskolázottsági) hátrányok határozzák meg, csak abban van különbség, hogy ezt a Nagykunságban, illetve Budapest felé közeledve kisebb vagy nagyobb mértékű lokális előnyök ellensúlyozzák valamelyest. A nagyvárosok, illetve a budapesti agglomeráció jövedelemelőnyei viszont mindenhol – kizárólag, vagy nagyobb részben – iskolázottsági előnyeikből fakadnak. A lokális, majd mindenhol az iparral összefüggésbe hozhatónak látszó hatás csak az Észak-Dunántúlon és Pest megyében található, kevésbé városias térségek jövedelemelőnyében meghatározó szerepű.

3.2.3. A strukturális tényezők lakossági jövedelmekre gyakorolt hatásának komplex modellezése (kísérlet a társadalmi struktúra és a térbeliség szerepének elkülönítésére)

Az előző fejezetben bemutatott egyváltozós összefüggések többsége közepes vagy erős sztochasztikus (lineáris) kapcsolatot jelzett a társadalmi struktúra területi mérőszámai és a kistérségek jövedelemszintje között: több esetben a jövedelemszintek szóródásának több mint felét „magyarázta” az adott strukturális változó.⁴⁹ Az is nyilvánvaló azonban, hogy e „magyarázatok” nagy része a jövedelemkülönbségeknek ugyanarra a részére vonatkozott: erre utal a különféle struktúraváltozókból becsült jövedelemszintek térképeinek hasonlósága, főképp pedig az adott struktúrából le nem vezethető jövedelemkülönbségek – a különböző

⁴⁹ A „magyaráz”, „magyarázó erő” kifejezéseket az eddigiekben is, valamint a most következőkben is általában *statisztikai* értelemben használom. Az eddigiekben használt egyváltozós regresszió esetében ez annyit tesz, hogy a függő változó teljes szórásnégyzetének hány százalékát teszi ki a regressziós egyenessel becsült jövedelemértékek szórásnégyzete (Székelyi–Barna 2002, Moksony 1999). A statisztikai „magyarázat” természetesen nem keverendő össze a *tartalmi* magyarázattal, amire az eredmények interpretálásánál térek ki.

26. ábra. A kistérségek típusai a 2003-as egy lakosra jutó jövedelem vidéki átlagtól való eltérését meghatározó tényezők egymáshoz képesti viszonya alapján. szintje alapján. a. a regressziós módszerrel, b. a shift-analízis révén adódó típusok.



A térségtípusok értelmezése

Típus	Jövedelem-szint	Strukturális tényező (S)	Lokális tényező (L)	Nagyság-viszony
1	A vidéki átlagnál nagyobb	pozitív	pozitív	$ S < L $
2		pozitív	pozitív	$ S > L $
3		negatív	pozitív	$ S < L $
4		pozitív	negatív	$ S > L $
5	A vidéki átlagnál kisebb	pozitív	negatív	$ S < L $
6		negatív	pozitív	$ S > L $
7		negatív	negatív	$ S < L $
8		negatív	negatív	$ S > L $

„lokális tényezők” – szinte ugyanazon térbeli jellegzetességeket mutató mintázata (pl. Észak-Dunántúl rendre pozitív, Kelet-Magyarország negatív lokális tényezője). Nyilvánvaló tehát, hogy a figyelembe vett változók nemcsak a jövedelmekkel, hanem egymással is összefüggenek valamelyest. Ugyanakkor, az egyes strukturális mutatókból külön-külön nem levezethető – az egyváltozós elemzésekben tehát struktúra-függetlennek, „lokálisnak” mutatkozó – jövedelmi szóródás egy része a társadalmi struktúra *más* tényezőinek hatásából következik; valójában tehát nem „lokális”. Ezért ahhoz, hogy a társadalmi struktúra halmozódásoktól megtisztított, ám minél teljesebben „összesített” hatását meghatározhassuk, és nagyságát összevethessük a jövedelemszóródásnak azzal a részével, amire bizonyosan *nem* nyújt magyarázatot a társadalmi struktúra, többváltozós elemzési módszerekre van szükség.

Első lépésként a változórendszer konzisztenciájáról – elemeinek egymással való összefüggéséről – célszerű információt szerezni, aminek legegyszerűbb eszköze a változók lineáris korrelációs mátrixának elemzése. Ugyan néhány változó elemzésénél kiderült, hogy más típusú (polinomiális, logaritmusos) regressziós egyenesek valamivel jobban illeszkednek, mint az egyszerű lineáris összefüggés, ezek eltérése a lineáris becsléstől általában viszonylag csekély volt; így a lineáris korrelációk jó közelítést adnak a tényleges összefüggésekről.

A kapott korrelációs mátrix (11. táblázat) fontos tanulságokkal szolgál. A legszembeötlőbb az, hogy a területi egyenlőtlenségrendszer különböző strukturális dimenzióit kifejező mutatók kistérségi szintű, páronkénti korrelációi a legtöbb esetben nemcsak hogy szignifikánsak – a táblázatban szereplő 91 esetből 77 ilyen a szigorú, 1%-os szignifikanciaszint mellett is – hanem a legtöbb esetben legalább közepes erősségűek is. Ez azt jelenti, hogy a strukturális természetű területi egyenlőtlenségek rendszere Magyarországon nagymértékben konzisztens. A különböző jellegű strukturális előnyök és hátrányok leggyakrabban „együtt járnak” – egy-egy térség pozíciója a legkülönbözőbb egyenlőtlenségi dimenziók rangsoraiban általában hasonló –, és így egymás hatását erősítik. „Aki” valamely dimenzióban az átlagnál kedvezőbb helyzetű, az nagy valószínűséggel a többiek többségében is az: a magas jövedelemszintű térségek legtöbbször magasabb az iskolai végzettségi szint is az átlagnál, nagyobb az aktív korúak népességi súlya, nagyobb méretű településekben élnek többen, kisebb az agrárszektor és nagyobb az ipar, illetve a terciér szektor szerepe; több a szellemi kereső és kevesebb a cigány. Az ilyen mélyen rögzült egyenlőtlenségi viszonyok a társadalomban alapvető zárttságot, immobilitást jeleznek (Lenski 1954), és nincs okunk feltételezni, hogy ez a területi egységeket tekintve alapvetően másképp lenne: a magyar területi egyenlőtlenségek egyveretűsége alapvetően kedvezőtlen a területi mobilitás – a térségeknek az egyenlőtlenségi rangsorokban való elmozdulási esélyei – szempontjából.

11. táblázat. A jövedelemszínvonal, illetve a társadalmi struktúrák vizsgálatba vont mutatóinak korrelációs mátrixa a 167 vidéki kistérség adatai alapján, 2001-2003. Rózsaszínnel jelölve az 5%-os szinten sem, sárgával a csak az 1%-os szinten nem szignifikáns összefüggések.

	BRUJ OVFO	MAX8 OSZT	ATLO SZT	DIPLA R	MHEL YKOR	MHEL YAKT	AKTK ORAR	SZELL AR	CIGAR	7EZER FO	LEGN TEAR	MGKE RAR	TERK ERAR	IPKER AR
BRUJOVFO		-0,88	0,88	0,79	0,84	0,77	0,79	0,65	-0,61	0,48	0,45	-0,58	0,21	0,21
MAX8OSZT	-0,88		-0,99	-0,92	-0,72	-0,69	-0,81	-0,83	0,58	-0,62	-0,60	0,58	-0,46	0,07
ATLOSZT	0,88	-0,99		0,93	0,74	0,71	0,79	0,80	-0,63	0,59	0,60	-0,52	0,43	-0,07
DIPLAR	0,79	-0,92	0,93		0,56	0,55	0,69	0,90	-0,44	0,59	0,57	-0,51	0,59	-0,26
MHELYKOR	0,84	-0,72	0,74	0,56		0,96	0,68	0,34	-0,63	0,24	0,30	-0,41	-0,01	0,32
MHELYAKT	0,77	-0,69	0,71	0,55	0,96		0,65	0,39	-0,52	0,16	0,24	-0,46	0,07	0,27
AKTKORAR	0,79	-0,81	0,79	0,69	0,68	0,65		0,59	-0,59	0,53	0,49	-0,47	0,26	0,08
SZELLAR	0,65	-0,83	0,80	0,90	0,34	0,39	0,59		-0,18	0,57	0,52	-0,60	0,72	-0,33
CIGAR	-0,61	0,58	-0,63	-0,44	-0,63	-0,52	-0,59	-0,18		-0,39	-0,34	0,02	0,04	-0,06
7EZERFO	0,48	-0,62	0,59	0,59	0,24	0,16	0,53	0,57	-0,39		0,75	-0,21	0,23	-0,09
LEGNTEAR	0,45	-0,60	0,60	0,57	0,30	0,24	0,49	0,52	-0,34	0,75		-0,20	0,15	-0,01
MGKERAR	-0,58	0,58	-0,52	-0,51	-0,41	-0,46	-0,47	-0,60	0,02	-0,21	-0,20		-0,44	-0,27
TERKERAR	0,21	-0,46	0,43	0,59	-0,01	0,07	0,26	0,72	0,04	0,23	0,15	-0,44		-0,74
IPKERAR	0,21	0,07	-0,07	-0,26	0,32	0,27	0,08	-0,33	-0,06	-0,09	-0,01	-0,27	-0,74	

A táblázatból kitetszik ugyanakkor az is, hogy a strukturális típusú területi egyenlőtlenségrendszer központi – a többi dimenzióval mindent egybevéve legerősebben összefüggő – eleme még ma sem a jövedelem, hanem a kulturális „státus”, elsősorban az iskolázottság. Ezen belül pedig inkább a képzetlenek, mint a magasan kvalifikáltak aránya meghatározó. Nem sokkal marad le persze mögötte – egyértelműen a második helyen áll – az anyagi jólét dimenziója sem. A jövedelem azonban csak az erőteljesebben *gazdasági* természetű tényezőkkel korrelál jobban, mint az iskolázottsági mutatók (ilyen a munkahelykínálat, illetve a *termelő* ágazatok foglalkoztatási szerepe). Közel azonos az iskolázottság és a jövedelemszint korrelációs együtthatója az aktív korúak és a cigányok arányát tekintve; végül a településméret, a szellemi és fizikai munkavégzés aránya, illetve az ágazatok közül a terciér szektor súlya egyértelműen inkább az iskolai végzettségi mutatókkal függ össze szorosabban. A leginkább sajátos területi elrendeződésű elemei az egyenlőtlenségrendszernek a településméret szerinti, illetve az ágazati összetétel dimenziói. Ebben minden bizonnyal szerepet játszik – utaltam már rá korábban – e dimenziók nem kellő mélységű tagolása, illetve az, hogy ennek is köszönhetően nem teljesen lineárisak az összefüggések a többi strukturális jelzőszámmal. E „mérési hibáktól” eltekintve is minden bizonnyal igaz, hogy az ipar szerepe – az ipari keresők aránya – a „legfüggetlenebb” strukturális tényező (nem számítva a nagyjából komplementer szerepűnek tekinthető terciér szektor mutatóját, legerősebb korrelációja is csak 0,33 a többi dimenzió jelzőszámaival). Ez azonban nem arra utal, hogy szerepe jelentéktelen a strukturális egyenlőtlenségek

szempontjából, „nem kell foglalkozni vele”. Épp ellenkezőleg: ha visszagondolunk az Észak-Dunántúl kisvárosias, 1990 után iparosodott térségeire, amelyek nem túl kedvező strukturális viszonyaik ellenére – „lokális” adottságként – tudtak átlag fölötti jövedelmi szintre jutni, úgy tűnik, ma is ez az a tényező, amelynek – mint „trójai falónak” – a segítségével leginkább lehetséges „rést ütni” a területi egyenlőtlenségrendszer konzisztens, stabil „erődítményén”.

Valamennyi (összesen 7) strukturális dimenzió *együttes* jövedelemalakító hatásának kimutatására több lehetőség kínálkozik. Miután igazolódott, hogy valamennyi mutató *ténylegesen* sztochasztikus kapcsolatban áll a jövedelemmel, megkísérélhetjük az eredeti mutatók hatásának valamiféle átlagolásával létrehozni egy „komplex struktúra-mutatót”, *indexet*. Esetünkben annál is inkább indokolt ilyen megoldást választani, mivel *egymással is* igazoltan viszonylag szoros kapcsolatban álló változókról van szó: valamennyiük felfogható a jövedelemeltérések hátterében álló, komplex módon értelmezett „társadalmi struktúra” jobb-rosszabb becsléseként. Így a jövedelemmel való összefüggéseket leíró regressziós egyenesek által meghatározott – az egyeneseken az adott strukturális mutató térségi értékeihez tartozó – jövedelmek átlagát tekinthetjük a *struktúrából következő jövedelemszintnek*.

Az általam választott eljárás Jánossy Ferenc elgondolásán alapul (Jánossy 1963), aki az elmaradott országokban a fejletlen statisztikai rendszer miatt hiányzó jövedelmi adatok pótlására alkotta meg és használta azt eredetileg. Jánossy szerint a különböző, a nemzeti jövedelemmel szoros kapcsolatban álló, és az elmaradott országokban is rendelkezésre álló természetes fogászati, vagy „helyettesítő” mutatók felhasználásával becsülhető a gazdasági fejlettség. A becslés lényege, hogy a nemzetijövedelem-adattal is rendelkező országokra meghatározzuk a különböző természetes mutatók regressziós összefüggését, a többi országra pedig rendre azt az értéket tekintjük nemzeti jövedelemnek, amit az egyes természetes mutatóik értékeihez a regressziós görbék rendelnek; s mint legvalószínűbb becslést, végső értéként az egyes kiinduló változókhoz tartozó jövedelmek *átlagát* fogadjuk el. (Jánossyéhoz hasonló eljárásokkal a mai napig több fejletlen országra számítanak pl. regionális GDP-t is a nemzetközi szervezetek – Nemes Nagy 2006.)

A módszert Jakobi Ákos alkalmazta a hazai kistérségek „valódi” jövedelemszintjének becslésére, természetes mutatók és az adóköteles jövedelmek közötti regressziós kapcsolat meghatározása alapján, s vetette össze az így kapott kistérségi sorrendeket az adóköteles jövedelmek szintje alapján mutatkozó pozícióval (Jakobi 1999, Jakobi–Kiss 2003). Az általam végzett számítások alapja ugyanez, csak most nem természetes adatok, hanem a társadalmi struktúra mutatói jelentik a becslés alapját, s más az alkalmazás célja is. A módszer nagy előnye, hogy az átlagolandó – „tiszta” a struktúra hatását mutató – jövedelemértékek *bármilyen* típusú függvényből származhatnak. Így azon változók esetében, ahol a lineáris regresszióval jobb illeszkedést mutatott a bevaltott jövedelemszinttel valamely más típusú (másodfokú polinomiális, logaritmusos) becslés, ott ezeket vettem számításba. A konkrét számítás előtt még két módszertani döntést kellett meghozni, méghozzá az átlagolás módjára vonatkozóan. Egyrészt, nem akarván felvállalni a „melyik egyenlőtlenségi dimenzió fontosabb, és mennyivel?” kérdés önkényes megválaszolását, több módszertani kísérlet után végül a 7 struktúra-dimenzió azonos súllyal való figyelembevétele (súlyozatlan átlag) mellett döntöttem, mégpedig úgy, hogy minden dimenzióból a jövedelemmel legszorosabb regressziós összefüggést mutató változót választottam ki.⁵⁰ Másrészt, a szélsőségesen eltérő eredményekből adódó esetleges torzítások hatását csökkentendő, s valamivel jobban illeszkedő eredményt hozó *mértani* átlagolás eredményét fogadtam el. Az eredmények igazolták az eljárás helyességét, kumulatív jellegét: az átlagolás eredményeként kapott értékek korrelációja a bevaltott adóköteles jövedelmekkel magasabb, mint bármelyik eredeti strukturális változó esetében volt. Az átlagolás ugyanakkor természetéből adódóan a szórás csökkenésével jár, s az így kapott jövedelemértékek nem vethetők össze

⁵⁰ Ettől csak a településméret-összetétel esetében tértem el, ahol, bár a hétezer fő fölötti településeken élők aránya mutatott valamivel szorosabb összefüggést a jövedelemmel, a csak hétezeresnél kisebb településekből álló 31 kistérségre tekintettel a két településméret-mutató által becsült jövedelemszint számítani átlagát használtam.

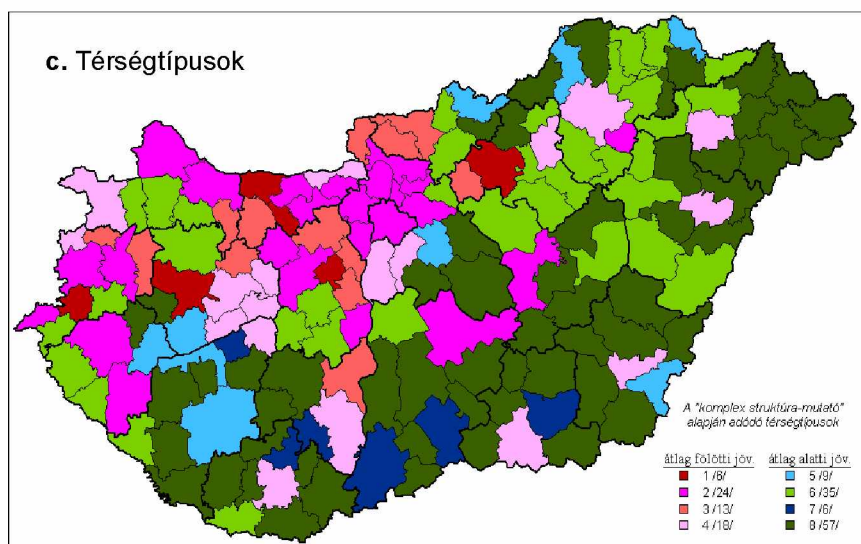
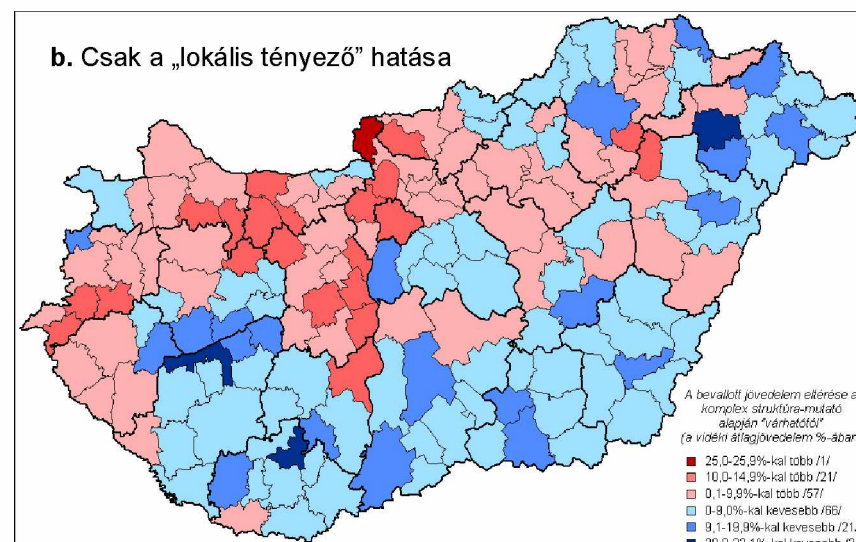
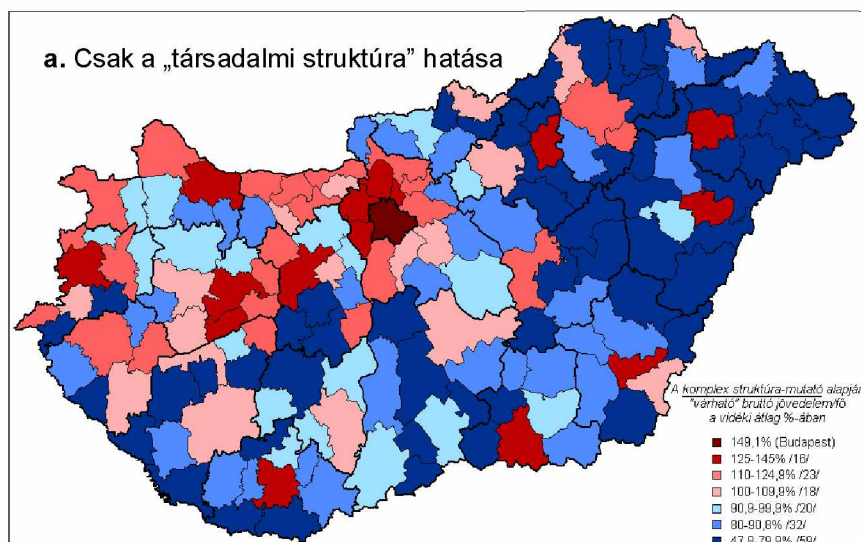
közvetlenül a bevallott jövedelmekkel. Ezért ezeket is csak mint valamely „naturális” struktúramutató értékeit tekintetem, s egyváltozós regressziót számítottam ezen átlagok, illetve a függő változó (a bevallott jövedelmek) között, az ennek nyomán kapott regressziós becslés eredményeit fogadva el végleges, a „komplex” társadalmi struktúra „tisztá” hatásából következő jövedelemnek. Az eljárás matematikailag nem aggályos, hiszen az összefüggés szorosságát nem változtatja meg (a korrelációs együttható továbbra is 0,927), de így a „komplex” strukturális jövedelemszint és a bevallott jövedelem kapcsolatát leíró regressziós egyenlet $y=x$ alakot öltött. Ennek révén pedig – a 3.2.2 fejezetben leírt módon – a nem strukturális természetű („lokális”) hatások által kialakított jövedelmi előny, illetve hátrány is pontosan meghatározható volt.

A számítás egyik legfontosabb eredménye a függő változó – a bevallott adóköteles jövedelem – szóródásából a társadalmi struktúra-változók „tisztá” hatását tartalmazó jövedelemszint által magyarázott hányad. Ez az érték ($R^2 = 0,86$) mindössze 8 százalékponttal több, mint ami a legerősebb *önálló* magyarázó erejű változó, az iskolai végzettség esetében mutatkozott; azonban mindössze 14%-nyi szórás „marad” csupán a társadalmi struktúrától független tényezők számára. A modell illeszkedése is lényegesen jobb, mint bármelyik egyedi strukturális változó esetében: a becslés standard hibája ugyanis már csak 43,4 – „átlagos esetben” ennyi az eltérés négyzete egy kistérségnek a modell által becsült, illetve a bevallott (ezer Ft-ban kifejezett) egy lakosra jutó jövedelemszintje között –; míg a legjobb illeszkedést mutató iskolai végzettségi adatok esetében még 54 volt ez az érték.⁵¹

A komplex „strukturális mutató” jövedelemértékeit térképezve (27. ábra) alig fedezhető fel már komolyabb különbség a bevallott egy lakosra jutó adóköteles jövedelemhez képest. Igen erős „lokális hatással” csak elvétve találkozhatunk (negatív irányban csak Komló, Fonyód és Nyíregyháza, pozitív irányban csak Szob kistérségének jövedelmét alakítja igen nagy mértékben a „lokális” tényező, míg a strukturális hatás – ugyanazon kategóriahatárokat alapul véve – 16 esetben erősen pozitív, és 59 esetben erősen negatív); s egy kistérség jövedelemszintjének a vidéki átlagtól való eltérésében átlagosan háromszor akkora a strukturális tényező szerepe, mint a „lokális” hatása. Mindössze 34 olyan kistérség akad, ahol a társadalmi struktúra tényezőinek – a fentebb leírt módon összegzett – hatása elmarad a strukturális tényezőkkel nem magyarázható hatás nagyságától (a legjobban magyarázó egyedi struktúra-változó, az átlagos osztályszám mutatóját alapul véve is még 47 volt ilyen!). Leginkább a dunántúli iparosodó kisvárosok körzetei között jellemző a „lokális hatás” dominanciája, de korántsem mindegyik ilyen már ezek közül sem. A „lokális” hatások most is a elsősorban az Észak-Dunántúlon és Budapest tágabb környezetében pozitívak. Különösen figyelemre méltó azonban, hogy igazán jelentőssé a pozitív „lokális” tényező a budai agglomeráción, valamint a szobi kistérségen túl az erősen iparosodott térségekben válik

⁵¹ A különböző többváltozós modellszámítások kistérségenkénti eredményeit a *Melléklet* tartalmazza.

27. ábra. A kistérségek 2003. évi jövedelemszintje a.) kizárólag a társadalmi struktúra tényezőit b.) csak a társadalmi struktúrából nem levezethető („lokális”) tényezőket figyelembe véve, a „komplex struktúra-mutató” alapján. A két hatás összege a bevallott jövedelem. A kategóriák határai mindkét térképen azonosak! A c). ábra a jövedelemszintek és a kétféle hatás viszonya által meghatározott nyolcféle lehetséges térségtípus területi eloszlását mutatja.



A térségtípusok értelmezése

Típus	Jövedelem-szint	Strukturális tényező (S)	Lokális tényező (L)	Nagyság-viszony
1	A vidéki átlagnál <u>nagyobb</u>	pozitív	pozitív	$ S < L $
2		pozitív	pozitív	$ S > L $
3		negatív	pozitív	$ S < L $
4		pozitív	negatív	$ S > L $
5	A vidéki átlagnál <u>kisebb</u>	pozitív	negatív	$ S < L $
6		negatív	pozitív	$ S > L $
7		negatív	negatív	$ S < L $
8		negatív	negatív	$ S > L $

csupán.⁵² (Mint az a településsoros ingázási mátrixokat áttekintve kiderült, Tét és Pannonhalma kistérségének lakói elsősorban Győr, Polgáré Tiszaújváros, Óriszentpéteré Szentgotthárd, Vasváre és Körmendé jórészt Szombathely, Ercsié Százhalombatta üzemeiben dolgozva, Dunaújváros, Tiszaújváros, Paks, Komárom, Mór, Rétság, Kisbér, Zirc körzetének lakói pedig saját kistérségük gyáraiban jutnak zömmel munkalehetőséghez, s ezáltal jövedelemhez.) Figyelemre méltó az egykori, az Északi-középhegység lábainál húzódó „vásárvonal”, illetve a nyugati határszél szinte egészének lokális többlete. (Sopron és Kőszeg körzetének kimutatott hiánya leginkább arra vezethető vissza, hogy sokan a határ túloldalán, euróban jutnak „itthoni” adóbevallásaikban nem bevallott jövedelmekhez.) A nagyobb mértékű lokális jövedelemhiányok többségének okaira utaltam már: a Balaton-part immár egészében e körben tűnik fel, Komló, Bonyhád, Ráckeve (Csepel!) problémáiban az egykori ipar leépülése a döntő; Kiskőrös, Kistelek esetében a feketegazdaság nagyobb aránya, Baja és Kunszentmárton körzetében az összeadódó agrár- és ipari válság okozhatja elsősorban a lemaradást. A keleti országrész megyeszékhelyei (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Békéscsaba, Szeged) kistérségei viszont – úgy tűnik – valóban fekvésük előnytelenége miatt nem tudják teljes egészében „forintokra váltani” a társadalmuk kedvező strukturális összetételéből adódó lehetőségeiket.

Az egymással összefüggő, koherens rendszert alkotó változók összevonásának, „közös hátterük” kiemelésének kifinomultabb – bár nem feltétlenül hatékonyabb – módja a *főkomponens-analízis*.

A módszer alkalmazásának leginkább akkor van létjogosultsága, ha elméleti alapon, illetve a páronkénti korrelációkat áttekintve úgy gondoljuk, hogy változórendszerünk voltaképpen egyetlen (vagy néhány), konzisztens jelenséggé ír le, s az egyes mutatók többé-kevésbé pontos leképezései annak (Székelyi–Barna 2002). A mostani esetben éppen ez a helyzet: valamennyi változót a térségek – zömmel meglehetősen egyveretű – társadalmi struktúrájának mutatójaként határoztam meg, amit a korrelációs számítás is igazolt. A főkomponens-analízis nem tesz mást, mint az eredeti változóknak azt a lineáris kombinációját állítja elő egy új, fiktív változórendszer létrehozásával, amelyiknek első eleme – az első főkomponens – a legnagyobb részt őrzi meg az eredeti változók szóródásából; a további főkomponensek szóródása pedig egyre csökken.⁵³ A jelen vizsgálat esetében mindebből az következik, hogy a – módszertani szempontból érvényesen végrehajtott – főkomponens-analízis eredményeként kapott *első* főkomponenst tekinthetjük a társadalmi struktúra összevont, „komplex” mutatójának. Ennek értékeit egy egyváltozós regresszió magyarázó változójaként szerepeltetve ismét csak a jövedelmi egyenlőtlenségek strukturális összetevőjét kaphatjuk.

⁵² A szobi körzet esetében, minthogy a következő két évben csökkent jövedelem, vélhetően valamilyen egyszeri, konjunkturális természetű hatás okozhatta a magas jövedelmet 2003-ban.

⁵³ Itt kell megjegyezni, hogy mivel a számítási eljárás eleje megegyezik a faktoranalízis módszerének kezdő lépéseivel, a legelterjedtebb adatelemző program, az SPSS a „faktoranalízis” menüpont alatt tartalmazza a főkomponens-elemzést is. Annak azonban elvi alapja és célja is teljesen eltérő: a faktoranalízis ugyanis egy ismeretlen, látens adatstruktúra belső kapcsolatrendszerének felderítésére szolgál. Sajnos a hazai területi kutatásokban gyakran találkozni faktoranalízis „fedőnév” alatt valójában *főkomponens*-elemzésekkel, és – ami ennél fontosabb – ebből eredően az eljárás módszertani szabályainak durva megsértésével, valamint a kapott eredmények hibás interpretációjával.

Az eljárás egyik sarkalatos pontja volt, hogy a 13 eredeti változóból úgy válasszak ki – minden számításba vett strukturális dimenziót képviselve – hetet, hogy az azokból képzett első főkomponens az eredeti szórásnak minél nagyobb részét megtartsa, ugyanakkor (az eljárás szabályainak megfelelően) legalább 0,5-es erősséggel korreláljon valamennyi eredeti változóval. A módszer ismét bebizonyította a strukturális viszonyok erős összefüggését: valóban lehetséges volt ugyanis egyetlen „komplex struktúra-főkomponensben” összegezni minden figyelembe vett dimenzió hatását. (A több mint 30 végigpróbált lehetőség közül véglegesként elfogadott modell főbb adatait a 12. táblázat tartalmazza).

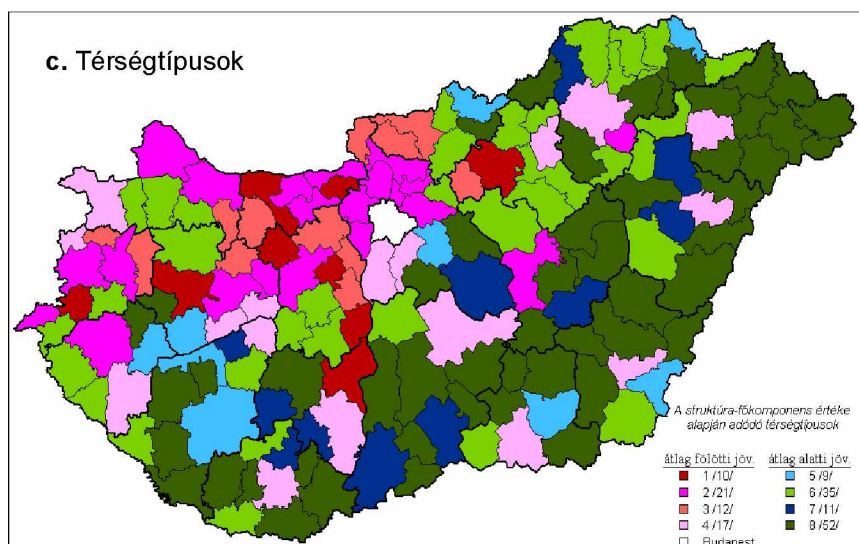
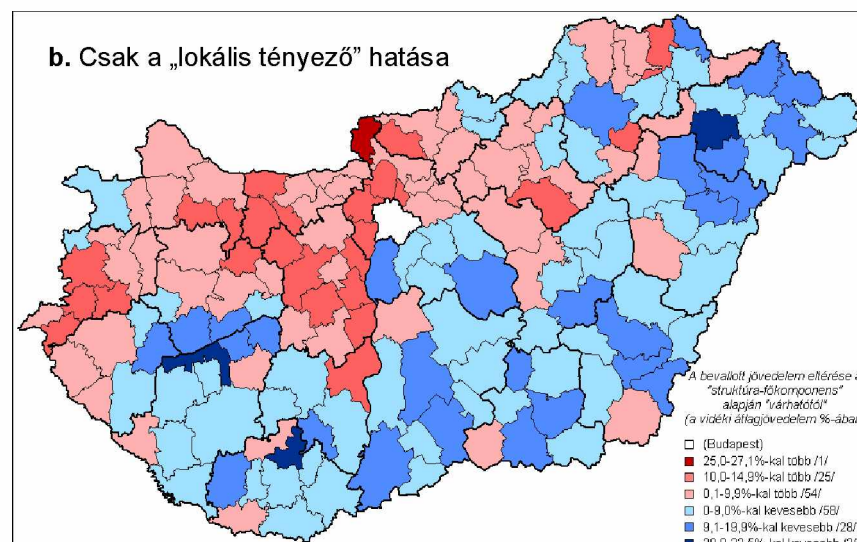
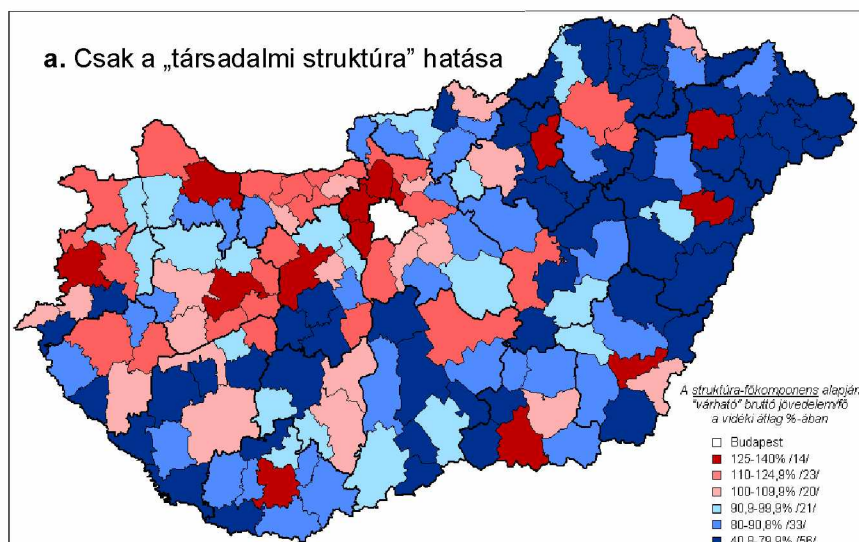
12. táblázat. Az eredeti változók korrelációi a „struktúra-főkomponenssel”. (A főkomponensben megőrződött variancia az eredeti változók szórásnégyzetének 58,7%-a.)

ATLOSZT	AKTKORAR	SZELLAR	MHELYKOR	7EZERFO	CIGAR	MGKERAR	BRUJÖVFŐ
0,964	0,885	0,772	0,770	0,658	-0,649	-0,594	0,914

Az eredményekből kitetszően ez az eljárás is alkalmasnak bizonyult a strukturális tényezők hatásának összegzésére, a kapott főkomponens ugyanis szintén erősebben összefügg a jövedelemszinttel, mint bármelyik eredeti struktúra-változó. Látszik azonban az is, hogy mennyire determinisztikus ezen belül az iskolai végzettség változójának hatása: a többiek csak minimális mértékben módosítanak az alapvetően ebből eredő strukturális viszonyokon. A táblázatban szereplő korrelációs együtthatók egyben utalnak az egyes strukturális tényezőknek az „általános” társadalmi struktúrához viszonyított hasonlóságára is: nem véletlen, hogy ismételten az ágazati szerkezet függetlensége a legnagyobb. Meglepő ugyanakkor, hogy mennyire markánsan kifejeződnek az általános egyenlőtlenségi viszonyok a demográfiai téren, az aktív korúak arányában is.

A struktúra-főkomponens valamelyest kisebb mértékben magyarázza ugyanakkor a jövedelmek területi differenciáit, mint az imént bemutatott „komplex struktúra-mutató” (az egyváltozós regressziós egyenlet determinációs együtthatójának értéke: $R^2=0,84$), a különbség azonban elhanyagolható. (Ennek oka egyébként egyértelműen az a módszertani korlát, hogy a főkomponens-analízis minden tényező esetében lineáris kapcsolatot feltételez a jövedelemmel, míg az előbbi esetben nem-lineáris összefüggések is szerepelhettek a komplex mutató kialakításánál.) A modell illeszkedése is alig rosszabb az előbbitől, a becslés standard hibája 47,0 értékű. A strukturális jövedelemegyenlőtlenségek térképe ezen összesítés szerint is alig tér el a ténylegesen bevallott jövedelmektől (28. ábra). E modell alapján is átlagosan két és félszer múlja felül a strukturális jövedelemeltérés nagysága a „lokális” eredetű

28. ábra. A kistérségek 2003. évi jövedelemszintje a.) kizárólag a társadalmi struktúra tényezőit b.) csak a társadalmi struktúrából nem levezethető („lokális”) tényezőket figyelembe véve, főkomponens-analízis alapján. A két hatás összege a bevallott jövedelem. A kategóriák határai mindkét térképen azonosak! A c. ábra a jövedelemszintek és a kétféle hatás viszonya által meghatározott nyolcféle lehetséges térségtípus területi eloszlását mutatja.



A térségtípusok értelmezése

Típus	Jövedelem-szint	Strukturális tényező (S)	Lokális tényező (L)	Nagyság-viszony
1	A vidéki átlagnál <u>nagyobb</u>	pozitív	pozitív	$ S < L $
2		pozitív	pozitív	$ S > L $
3		negatív	pozitív	$ S < L $
4		pozitív	negatív	$ S > L $
5	A vidéki átlagnál <u>kisebb</u>	pozitív	negatív	$ S < L $
6		negatív	pozitív	$ S > L $
7		negatív	negatív	$ S < L $
8		negatív	negatív	$ S > L $

differentenciákét, s a kistérségek legfeljebb negyedében (itt épp 42-ben) nagyobb a nem-strukturális tényezők hatása a jövedelemszint alakításában.

A lokális eltérések, illetve a térségtípusok térképei is szinte megegyeznek az előző modellével, ezért igyekszem kerülni a hasonló következtetések ismétlését. Legfeljebb azt érdemes megemlíteni, hogy Abaúj–Zemplén közismerten igen elmaradott, halmozottan hátrányos helyzetű kistérségeiben (Edelény, Szikszó, Encs, Gönc) az előbbihez képest is milyen erős *pozitív* lokális hatást jelez a főkomponens-elemzésre épülő modell: vagyis e térségek társadalmi viszonyai annyira hátrányosak, hogy még jelenlegi, sanyarú jövedelmi helyzetük is jobb annál, mint ami strukturális adottságaikból következne! Hasonló a helyzet az – egyébként így is a kistérségi jövedelmi rangsor 168., legutolsó helyén álló – Bodrogházyban, valamint Barcs, Sásd, Battonya kistérségeiben is.

A legáltalánosabban, leggyakrabban használt eljárás egy változókészlet együttes hatásának számszerűsítésére a *többszörös regressziószámítás*. Ennek alkalmazhatósága szempontjából azonban az egymással erősen összefüggő társadalmi struktúra-változók adottságai nem igazán ideálisak, mert – a főkomponens-elemzéssel ellentétben – itt éppen a változókészlet elemeinek minél nagyobb fokú függetlensége az előnyös: a módszer ugyanis nem tud mit kezdeni a halmozódó hatásokból adódó nagyfokú multikollinearitással (Székelyi–Barna 2002). Ezért nyilvánvaló volt, hogy olyan, elvi-módszertani szempontból érvényes többszörös regressziós modellt létrehozni, amelyben valamennyi, általunk figyelembe vett strukturális dimenzió mutatója megjelenik, lehetetlen. Ugyanakkor, állandó figyelemmel a multikollinearitás alakulására⁵⁴, érdemes volt mégis megpróbálkozni e módszerrel – egyebek mellett – már csak azért is, hogy kiderüljön: vajon lehetséges-e a hét dimenzió *mindegyikének* figyelembe vétele *nélkül* is az iméntiekben ismertetettekhez hasonló magyarázó erejű, érvényes modellt alkotni a jövedelemegyenlőtlenségek összetevőire vonatkozóan?⁵⁵

A kezdeti, mind a 13 mutatóból kiinduló kísérletek nyomán kiderült, hogy 2 olyan dimenzió is van, amelyeknek ha csak egyetlen változóját is számításba vesszük, akkor gyakorlatilag lehetetlen – a túlzott mértékű multikollinearitás miatt – a kettőnél több változóból felépülő érvényes regressziós modell alkotása. Ezek egyike – nem meglepő módon

⁵⁴ A multikollinearitás mértékének tesztelésére többféle mód van, amelyek közül, egyszerű interpretálhatóságára tekintettel az SPSS program által kiszámított ún. VIF (Variance Inflator Factor) használatát választottam (Kiss–Németh 2006). Ennek elméleti értéke teljesen korrelálatlan változók esetén 1; a gyakorlati használat során azonban még elfogadhatónak tekinteti a szakirodalom a 2-nél kisebb, esetleg 2 körüli értékeket is.

⁵⁵ A modellépítés során a változók beléptetésének sorrendjére vonatkozóan a stepwise eljárást választottam, mivel ebben nem eleve bizonyos az elsőként figyelembe vett mutató mindvégig való modellben maradása; a szignifikancia kritériumértékének belépéskor az 1%-os, kilépéskor az 5%-os szintet szabtam meg.

– az iskolázottság: hatása az összes többi dimenziót áthatja. Ilyennek bizonyult azonban az aktív korúak aránya is, ami újra aláhúzza azt – a hazai szakirodalomban eddig fel nem ismert – tényt, hogy a területi egyenlőtlenségrendszer milyen masszívan kifejeződik immár a demográfiai folyamatok alakulásában is.⁵⁶ Ennél is fontosabb eredmény talán, hogy a vizsgálatok szerint szinte bármely 3, de maximum 4, a társadalmi egyenlőtlenségek különböző dimenzióit kifejező strukturális mutatót egy többváltozós modellbe bevonva igen nagy (80% körüli, vagy azt meghaladó) magyarázó erejű regressziós modell alkotható a jövedelmi differenciálódásra. Ebből pedig az is következik, hogy egyrészt nincs szükség túlságosan sok dimenzió, illetve sok mutató figyelembe vételére a társadalmi struktúra *összesített*, „komplex” területi hierarchiájának kimutatására; másrészt pedig, hogy a különböző módszerekkel kapott „komplex” mutatókban valóban a társadalmi struktúra *egészének* hatása „képviseltetve van”. Akárhány társadalmi struktúra-változót is vonunk be azonban a modellbe – akár tűrhetetlen mértékű multikollinearitás mellett is – 86-87% fölé akkor sem emelkedik a bevallott jövedelmek szórásnégyzetéből kifejezett hányad. Körülbelül 13-17%-nyi jövedelemszóródás tehát semmiképpen sem vezethető le a térségek eltérő társadalmi struktúrájából.

A „legjobbként” elfogadott, érvényesnek tekinthető modellbe végül mindössze 4 változó került be (13. táblázat), annak összesített magyarázóereje azonban a korábbi két kísérletét is meghaladta kissé ($R^2=0,87$). Ennek megfelelően illeszkedése is a legjobbnak bizonyult (standard hiba 42,7). A modell legnagyobb hatóerejű tényezője a gazdaságilag aktívak számára vetített munkahelykínálat mutatója lett. Ez az a változó ugyan, ami, mint azt korábban megállapítottam, kistérségi szinten némi *közvetlen* kapcsolatban is áll a jövedelmekkel, de ennek nem kell túl nagy jelentőséget tulajdonítani, mert e változó elhagyásával, csupán a három másik változót – SZELLAR, CIGAR, IPKERAR – megtartva is $R^2=0,82$ determinációs együtthatójú, igen jól illeszkedő modell állítható elő. Érdemes azt is megjegyezni, hogy – a modell futtatásának tapasztalatai szerint – a szellemi keresők arányának mutatója gyakorlatilag a hiányzó iskolázottsági változó szerepét tölti be; a cigány lakosság aránya pedig majdhogynem a mezőgazdaság súlyának és a településméretnek a kombinációjaként áll elő. Egyedül az ipar szerepe az, ami mással nem „pótolható”, és aminek figyelembevétele – a korábban bemutatott két módszerhez képest – a magyarázó erő kismértékű növekedését eredményezi. Ez jól látható a „komplex” strukturális hatástól

⁵⁶ Viszonylag csekély szóródása miatt azonban a kormegoszlás *önálló* szerepe – mint azt itt nem részletezendő szórásfelbontásos vizsgálatokkal kiderítettem – ma még viszonylag szerény a jövedelmi különbségek formálásában.

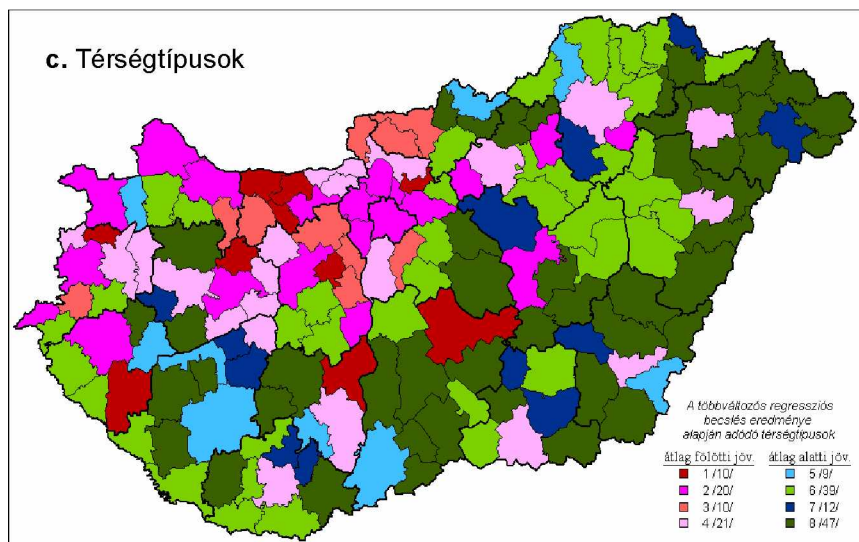
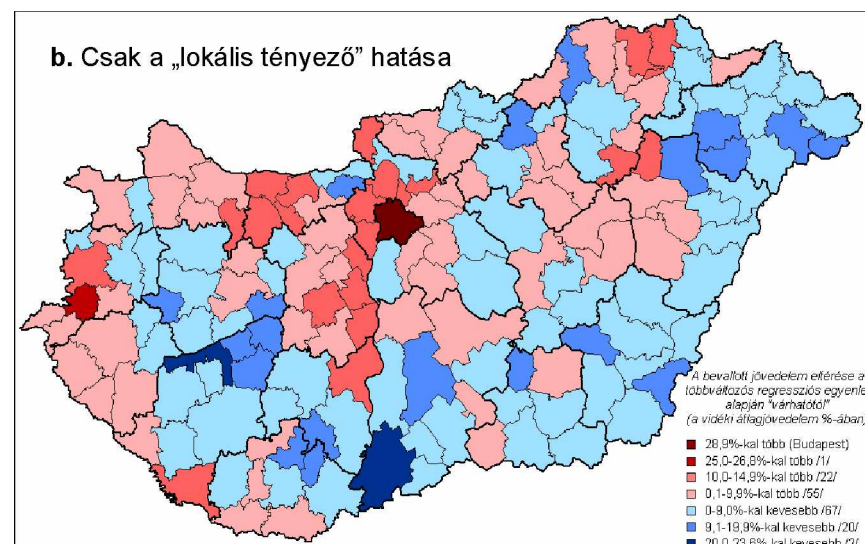
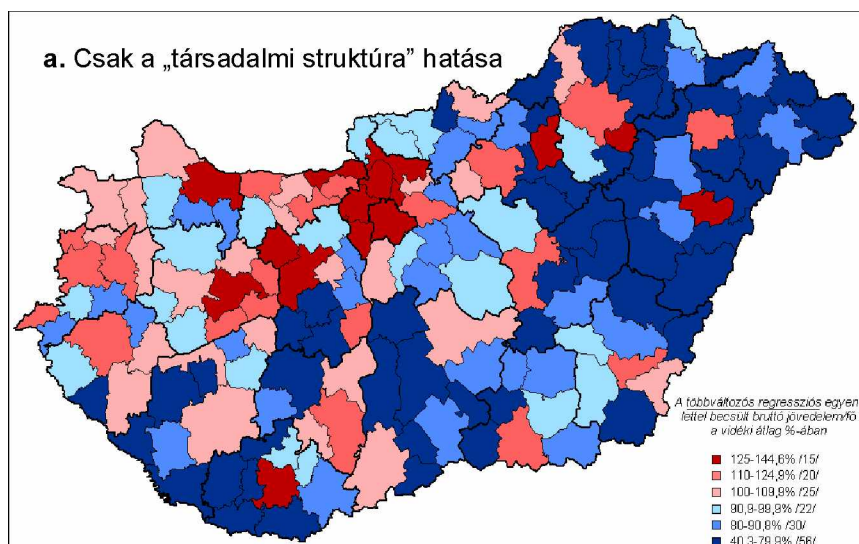
független jövedelemszintet – a „lokális” tényező hatását – mutató térképeken is. Az Észak-Dunántúl – és általában véve valamennyi ipari „körzet” – esetében kisebb a lokális pozitív hatás a korábbi térképekkel összevetve. Ez jól mutatja az ipari „struktúra” – kiterjesztve az értelmezést: az iparosodás/iparosítás – jövedelemalakító szerepének napjainkban is jelentős mértékét. (29. ábra). Az ipar fontosságát húzza alá az is, hogy ez az a tényező, amely *önmagában* véve a leginkább módosítani képes a döntően az iskolázottsági viszonyok által determinált jövedelmi térszerkezetet. Csupán két strukturális dimenziót, két változót „megengedve” a jövedelmi különbségek magyarázatára a regressziós modellben, a szóba jöhető 13x12=156 esetből az elvégzett osztályszám–ipari keresők aránya „kombináció” alapján becsülhető jövedelem mutatta a legjobb illeszkedést a ténylegesen bevallott értékekkel, minimális multikollinearitás mellett (determinációs együttható: 0,855, standard hiba: 44,1, VIF: 1,005).

13. táblázat. A társadalmi struktúra 7 dimenziójának mutatóiból kiinduló legmagasabb magyarázó erejű, érvényes többváltozós regresszióelemzés eredményei (függő változó: a kistérségek egy lakosra jutó bruttó adóköteles jövedelme, 2003). $R^2=0,866$, a becslés standard hibája 42,7.

Változó	B	Standard hiba	Standardizált béta	Szignifikancia-szint	VIF
(Konstans)	-245,628	35,705		0,000	
MHELYAKT	0,259	0,035	0,302	0,000	1,974
SZELLAR	937,057	59,471	0,564	0,000	1,548
CIGAR	-717,062	72,151	-0,338	0,000	1,402
IPKERAR	401,463	47,874	0,289	0,000	1,434

A „lényeg” azonban nem módosult nagyobb mértékben a korábbi két módszer eredményeihez képest (29. ábra). A strukturális hatás átlagos nagysága ezúttal 2,8-szeresen múlja felül a „lokális” tényezőkét; a kistérségek közül pedig csak 41-ben nagyobb a társadalmi struktúrával nem magyarázható tényezők jövedelemszint-alakító ereje. Ugyanúgy igaz az is, hogy a strukturális és lokális hatások valamivel több kistérség esetében erősítik egymás hatását, mint amennyiszer ellentétes irányban hatnának. Az egyes kistérségek – a strukturális és „lokális” hatások egymáshoz való viszonyai alapján kialakuló – típusait tekintve is csak az ipar strukturális tényezőként való figyelembevétele okoz kisebb mértékű változást. A „lokális” hatások térképén pedig a korábbiaknál erősebben tűnik elő *pozitív* előjellel a Nagykovács és a Közép–Tiszavidék foltja, ami jól jelzi, hogy a bajok fő forrása itt is strukturális természetű: társadalmi adottságaikból még jelenlegi, szerény jövedelemszintjükönél is kevesebb „következne”. Érthető – strukturális okokra visszavezethető

29. ábra. A kistérségek 2003. évi jövedelemszintje a.) kizárólag a társadalmi struktúra tényezőit b.) csak a társadalmi struktúrából nem levezethető („lokális”) tényezőket figyelembe véve, többszörös regresszió alapján. A két hatás összege a bevallott jövedelem. A kategóriák határai mindkét térképen azonosak! A c. ábra a jövedelemszintek és a kétféle hatás viszonya által meghatározott nyolcféle lehetséges térségtípus területi eloszlását mutatja.



A térségtípusok értelmezése

Típus	Jövedelem-szint	Strukturális tényező (S)	Lokális tényező (L)	Nagyság-viszony
1	A vidéki átlagnál <u>nagyobb</u>	pozitív	pozitív	$ S < L $
2		pozitív	pozitív	$ S > L $
3		negatív	pozitív	$ S < L $
4		pozitív	negatív	$ S > L $
5	A vidéki átlagnál <u>kisebb</u>	pozitív	negatív	$ S < L $
6		negatív	pozitív	$ S > L $
7		negatív	negatív	$ S < L $
8		negatív	negatív	$ S > L $

– tehát az itteni kistérségek jövedelmi pozícióinak 1990 óta bekövetkezett, korábban bemutatott romlása.

Három, *teljesen különböző elven felépített*, a társadalmi struktúra komplex jövedelemalakító hatásának számszerűsítését célzó többváltozós modellünk tehát lényegében azonos – még a kimutatott hatások mértékét, és a modellek magyarázó erejét tekintve is szinte teljesen megegyező – és munkám alaphipotézisét megerősítő következtetésekre vezetett: a hazai kistérségek jövedelmi egyenlőtlenségei jól – 85% körüli mértékben – értelmezhetők a társadalmi struktúra térségi egyenlőtlenségeinek következményeként. Igaz ez nemcsak általánosságban, hanem az egyes kistérségekre vonatkozóan is. Noha minden modell szerint van három-négy tucat kistérség, amelyeknek a vidéki átlagtól való jövedelemeltérését kevésbé magyarázzák a társadalmi viszonyok, mint az azoktól független tényezők, a kistérségek ilyen alapon képzett típusait bemutató térképeken (27-29. ábrák c. része) nem a piros-kék szinkombináció uralkodik, hanem a strukturális tényezők fölényére utaló lila és zöld a meghatározók. Mi több, a szomszédos kistérségek jövedelmeinek többek által kimutatott területi autokorreláltsága (Nemes Nagy 2007) is levezethető egymáshoz erősen hasonló társadalmi struktúrájukból.

Így az általam „alkotott” komplex mérőszámokat (a főkomponenst, a mértani átlagolással képzett struktúra-mutatót, illetve a többváltozós regressziós egyenletből adódó jövedelemértékeket) tekinthetjük akár – a szociológia nyelvén az emberekre használatos kifejezést adaptálva – a térségek általános társadalmi *státus*ának is (Kolosi 1987). Ez hangsúlyozottan nem azonos a fejlettséggel, vagy az ettől fogalmilag nem könnyen különválasztható, újabban egyre gyakrabban elemzett „versenyképességgel”, mert azokban a *nem* a társadalmi struktúrából következő hatások is összegződnek. Azt azonban a vizsgálati eredmények alapján egyértelműen állíthatjuk, hogy a hazai térségek nagy többségének fejlettsége, így a magyar „fejlettségi térszerkezet” egésze is, alapvetően függ a térségek általános társadalmi státusától.

Joggal merülhet fel azonban a kérdés: vajon nem magyarázhatók-e ugyanilyen nagy, vagy akár még nagyobb mértékben a területi jövedelemegyenlőtlenségek tisztán a térségek *térbeli* elhelyezkedésével? E kérdés megválaszolása alapvető dilemmánk megítélése szempontjából is kulcsfontosságú. Hiszen, ha sikerül azonos módszerrel, de kizárólag a térbeliség paramétereit felhasználva is modellezni a területi jövedelemegyenlőtlenségeket, akkor a kétféle – tisztán a *társadalmi struktúra* mutatóiból építkező, azok „összhatását” kifejező, illetve a kizárólag a *térbeliség* különböző tényezőinek hatását összesítő – modell

magyarázóerejét és illeszkedését összevetve döntő bizonyítékot szerezhethünk arról, hogy vajon a térbeli, vagy a társadalmi struktúrák szerepe nagyobb-e a területi jövedelemegyenlőtlenségek alakításában.

A korábban bemutatott shift-analízisek, illetve a regressziós elvű jövedelemfelbontások eredménye ugyan arra utal, hogy a 167 vidéki kistérség többségében a jövedelemelőny-, illetve hátrány nagyobb mértékben következik a társadalmi struktúra hatásaiból, mint az ettől független (regionális, lokális, illetve az iskolai végzettségtől részben eltérő térszerkezetű strukturális) hatásoktól. Ám egyik alapkérdésemre – *a térbeli vagy a társadalmi struktúrák egyenlőtlenség-formáló ereje-e a nagyobb?* – igazán megnyugtató, „végső” válasz csak akkor adható, ha egy, az eddig ismertettek valamelyikéhez hasonló többváltozós, ám a *térbeli* elhelyezkedés (a fekvés és az elérhetőség) dimenzióira kiterjedő vizsgálatot is végzünk. „Ellenpróbát” kell tehát tartani.

A három eddig használt többváltozós módszer közül erre a feladatra kizárólag a regresszióanalízis jöhet szóba. A különböző térparaméterek ugyanis, ellentétben a társadalmi struktúra különböző dimenzióival, jórészt korrelálatlanok egymással. Egy térség kelet-nyugati elhelyezkedése például független a Budapesttől való távolságától, szomszédai pedig a keleti és nyugati kistérségeknek is ugyanúgy vannak. Változóink mögött így értelmetlen valamiféle „általános” kapcsolatot feltételezni; a főkomponens-elemzés tehát nem jöhet szóba. De ugyanígy értelmetlen lenne a különböző térparaméterek által „becsülhető” jövedelemszintek – Jánossy módszerén alapuló – átlagolása is, hiszen a változók korrelálatlansága miatt jórészt a jövedelmi átlag körüli, alig szóródó becslést tehetnénk csak ez alapján, véletlenszerű eltérésekkel. Annál alkalmasabb eszköz viszont a többváltozós regresszió⁵⁷: ebben ugyanis a változók minél nagyobb fokú korrelálatlansága kifejezett előny, sőt feltétel a modell érvényessége szempontjából; emellett lehetőséget ad az egyes térparaméterek hatásainak elkülönítésére is⁵⁸. A hazai szakirodalomban is előfordul különféle térparaméterek alkalmazása a térbeli egyenlőtlenségek regressziós vizsgálatánál (pl. Németh 2003, Nemes Nagy–Németh 2005, Kiss–Németh 2006). *Kizárólag* ilyen tényezőkkel operáló próbálkozás

⁵⁷ Elvi lehetőség van emellett több strukturális tényező összesített hatását számszerűsítő shift-analízis elvégzésére is. E csábító, de igen jelentős matematikai apparátust igénylő, és e disszertáció kereteit túlságosan szétfeszítő módszer kidolgozására és tesztelésére a jövőben kívánok kísérletet tenni.

⁵⁸ A regresszióelemzés, illetve a regressziós modellek egyes mutatóinak – az R^2 , illetve a standardizált béta értékek – ilyen célra való használatával szemben a társadalomtudományi módszertani irodalom számos kételyt is megfogalmaz (pl. Moksony 1999). E kifogások jó része azonban abból indul ki, hogy a módszert *mintákra* alkalmazzák, s ebből a sokaság egészére vonatkozó következtetések csak korlátozottan vonhatók le. A geográfia azonban szerencsére túlnyomórészt *teljes* sokaságokat vizsgál (esetünkben a kistérségek teljes körét), ezért az említett módszertani problémák többsége minket nem érint.

azonban Nemes Nagy József két – a 90-es években városi mintákon végzett – elemzésétől eltekintve nem ismeretes Magyarországon.

Vizsgálatomhoz a térbeliség 8, a fekvés és az elérhetőség dimenzióit egyaránt kifejező mutató kistérségi szintű (167 egység, Budapest nélkül) adatait használtam fel. Függő változóm természetesen itt is az egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelem 2003. évi kistérségenkénti átlaga (BRJÖVFÖ03) volt. Magyarázó változóként három *fekvési*, és öt *elérhetőségi* mutatót használtam (14. táblázat):

- „Nyugat–Kelet” (NYKKOOR): A kistérség fekvésének jelzőszáma. A nyugati fekvés előnye az 1990 utáni időszakban szakmai trivialisnak számít. A változó értékét a kistérségek települései egy metrikus koordináta-rendszerben felvett X koordinátáinak a 2003-as népességszámukkal súlyozott átlagaként állítottam elő. (A településközéppontok koordináta-értékei a KSH egyik nyilvános térinformatikai adatbázisából származnak).
- „Észak–Dél” (ÉDKOOR): A fekvés másik adata, kistérségi értéke a települések Y koordinátáinak népességszámukkal súlyozott átlaga.
- „Szomszédság” (SZOMJÖV03S, SZOMJÖV03N): A szomszédos térségek hasonlóságára, mint a regionalitás egyik legfontosabb megnyilvánulási módjára számos elméleti és empirikus vizsgálat hívta fel a figyelmet (legújabbán Nemes Nagy 2007), de ez szinte bármelyik, a hazai területi egyenlőtlenségeket bemutató térkép alapján „ránézésre” is megállapítható – így a szomszédsági tényező figyelembe vétele nem volt nélkülözhető. Az általam használt konkrét szomszédsági értékek az adott kistérséggel *közvetlenül* határos kistérségek 2003-as jövedelemszintjének átlagát jelentik. Ez a változó az egyetlen, ahol nem egyértelmű, hogy a súlyozott, vagy a súlyozatlan átlag-e a megfelelő: semmi empirikus bizonyíték nincs ugyanis arra, hogy egy népesebb kistérségi szomszéd jövedelemszintje jobban „meghatározná” az adott kistérség jövedelemszintjét, mint egy kisebb kistérség-szomszéd. Feltételezésemet a korrelációs számítás is igazolta: a szomszédos kistérségek jövedelemszintjének súlyozatlan átlaga érzékelhetően erősebben függött össze az adott kistérség jövedelemszintjével, mint a súlyozott átlag, és – bár a súlyozott „verziót” is szerepeltettem a vizsgálatban – a futtatott többváltozós modellekbe minden esetben csak a *súlyozatlan* átlag (SZOMJÖV03N) került be. (A változóhoz szükséges szomszédsági mátrixot a kistérség-határos térkép alapján állítottam elő.)

- „Budapest” (BPIDÖ02): Az első elérhetőségi mutató az országon belüli centrum-periféria viszony jelzőszáma. Miután az *időbeli* elérhetőség – amint azt korrelációs vizsgálatok alapján megállapítottam – erősebben függ össze a jövedelemszinttel, itt, és másik 4 elérhetőségi mutatómnál is ezt vettem alapul (közúton, útkategóriánként eltérő sebességértékekkel számolva). Budapest elérési idejét a – jövedelmi értékek 2003-as időpontjának jól megfeleltethető – 2002-es úthálózati viszonyoknak megfelelően vontam be a vizsgálatba (a konkrét adatbázis a TERRA Stúdió Kft.-nek a hazai területfejlesztés számításokban is alapul vett adatsora volt), a kistérségi értékeket a települési szintű percdatok 2003-as állandó népességszámmal súlyozott átlagaként számítottam.
- „Megyeszékhely” (MSZIDÖ02): A megyén belül is létező, jó közelítéssel a legközelebbi „nagyváros” elérhetőségének megfeleltethető *centrum-periféria* viszony mutatója: a legközelebbi megyeszékhely 2002-es elérési idejének települési szintű adatokból nyert, népességszámmal súlyozott kistérségi átlaga (forrás itt is: Terra Stúdió Kft.)
- „Kistérség-központ” (KISTKPIDÖ06): A városi központok elérhetőségét jellemző adat. Miután a 168 kistérségre, 2003 körüli időszakra ilyen adatbázis nem állt rendelkezésre, térinformatikai eszközökkel – DTA50-es digitális katonai alaptérképre alapozott, Arcview 3.3 programozásával előállított – 2006-os elérési időket vettem alapul, itt is települési adatokat aggregálva a kistérségi szintre.
- „Osztrák határ” (OSZTHAT06): A rendszerváltás utáni területi fejlődés egyik, a szakirodalomban gyakran kiemelt tényezője, a hazánk legfőbb külső tökeforrását és piacát is jelentő *nyugat-európai centrum* időbeli távolságának mutatója. Értékét szintén saját, 2006-os adatbázisomból számítottam ki településekre és aggregáltam kistérségi szintre a súlyozott átlagszámítás módszerével.
- „Autópálya” (APCSP02): A területi fejlődés tényezői között újabban megkülönböztetett figyelmet kap, s a hazai területfejlesztési gyakorlatban is kiemelt helyen szerepel az *autópályák közelsége*. Az elmúlt néhány év e téren mutatkozó nagy fejlődésére tekintettel itt fontos volt, hogy a jövedelmi szempontból vizsgált 2003-as évben rendelkezésre álló autópálya-hálózat viszonyait vegyük alapul. A forrás ezért itt is a TERRA Stúdió Kft. 2002. végi állapotokon alapuló adatbázisa volt, s itt is települési értékeket átlagoltam (népességszámmal súlyozva) kistérségi szintre.

Az alapváltozók korrelációját egymással illetve a bruttó adóköteles jövedelmekkel a 15. táblázat mutatja. Amint az látható, az É–D koordináta kivételével valamennyi térparaméter közepes erejű lineáris kapcsolatot mutat a jövedelemszinttel. Ugyanakkor a legerősebb tényező – az $r=0,62$ -os korrelációs együtthatójú szomszédsági hatás – sem nevezhető erősnek, vagyis a térparaméterek egyenkénti összefüggése a jövedelemszinttel általában kisebb annál, mint ami a társadalmi struktúra tényezői esetében mutatkozott. Ez illeszkedik az előzetes „várakozásokhoz”, illetve a strukturális változók vizsgálata – a reziduálisok elemzése – kapcsán tett közvetett megfigyeléseimhez. Egybecseng előzetes feltevéseimmel az is, hogy a többváltozós regresszióelemzés szigorú matematikai kritériumainak a térparaméterek sokkal jobban megfelelnek, mint a társadalmi struktúra mutatói: *egymással* való összefüggésük – multikollinearitásuk – ugyanis jóval gyengébb. Igazán erős korrelációt az elemzésbe vont magyarázó változók között mindössze két esetben találunk: a legközelebbi autópálya-csomópont időtávolsága 2003-ban még 93%-os korrelációt mutatott Budapest elérési idejével (jegyezzük meg mindjárt, hogy az azóta átadott pályaszakaszoknak köszönhetően ez az összefüggés 2006 közepére már 72%-osra gyengült). Másfelől a legközelebbi osztrák határátkelő elérési ideje természetesen igen erősen korrelál a nyugat–kelet koordinátával (miközben a térbeli helyzet korántsem abszolút erejét, részbeni relativizálhatóságát mutatja, hogy e két változó közül az osztrák határ elérési ideje lényegesen erősebben magyarázza a térségi jövedelemkülönbségeket, mint pusztán a fekvés maga: a korrelációs együttható értékei $-0,61$, illetve $-0,43$).

A társadalmi struktúra változóival végzett regresszióelemzéstől eltérően itt már erősen számít az is, hogy milyen szignifikancia mellett engedünk belépni a modellbe változókat. Ha a struktúra-változók regresszióanalíziséhez hasonlóan, a modellbe való belépéshez 1%-os, a kilépéshez 5%-os (a „szokásosnál” szigorúbb) határt adunk meg, mindössze 3 változó kerül a modellbe, de ha lazítunk a kritériumokon, akkor is csak egyetlen további paraméter képes hozzájárulni a kistérségi jövedelemkülönbségek magyarázatához (16. táblázat). A legerősebb magyarázó erővel e többváltozós modellben is a szomszédos kistérségek jövedelemszintje rendelkezik⁵⁹ – sokadszorra igazolva Tobler első „törvényét”, mely szerint „minden mindennel összefügg, de az egymáshoz közeli dolgok egymásrahatása erősebb” (Tobler 1970). Ezt követi – a standardizált béta együtthatók tanúsága szerint – a legközelebbi kistérségközpont, majd a legközelebbi megyeszékhely, végül pedig Budapest időtávolságának

⁵⁹ A korrelációs mátrix alapján ez persze egyáltalán nem meglepő, de érdemes megjegyezni, hogy a modellépítéshez általunk választott stepwise elimináció (változó-szelektálási módszer) nem zárja ki, hogy a végső többváltozós modellben más tényező magyarázó ereje mutakozzon nagyobbak. A kérdésről részletesen lásd Székelyi–Barna (2002) munkáját.

14. táblázat. A függő változó és térbeli struktúrák regresszióanalízisbe vont mutatói a 167 vidéki kistérségre vonatkozóan

BRJÖVFÖ03	Egy állandó lakosra jutó (belföldi, összevont) személyi jövedelemadó-alap 2003
NYKKOOR	A kistérség települései Ny–K koordinátáinak népességszámukkal súlyozott átlaga
ÉDKOOR	A kistérség települései É–D koordinátáinak népességszámukkal súlyozott átlaga
SZOMJÖV03S	A közvetlenül határos kistérségek egy lakosra jutó személyi jövedelmének súlyozott átlaga 2003
SZOMJÖV03N	A közvetlenül határos kistérségek egy lakosra jutó személyi jövedelmének súlyozatlan átlaga 2003
BPIDÖ02	Budapest (Deák tér) közúti elérési ideje 2002. június 1. (a települési értékek súlyozott átlaga)
MSZIDÖ02	A legközelebbi megyeszékhely közúti elérési ideje 2002. június 1. (a települési értékek súlyozott átlaga)
KISTKPIDÖ06	A legközelebbi kistérségközpont (168-as beosztás) elérési ideje 2006. ápr. 15. (a települési értékek súlyozott átlaga)
OSZTHAT06	A legközelebbi 24 órás nyitvatartású osztrák–magyar határátlomlás elérési ideje 2006. április 15. (a települési értékek súlyozott átlaga)
APCSP02	A legközelebbi autópálya-felhajtó elérési ideje 2002. június 1. (a települési értékek súlyozott átlaga)

15. táblázat. A figyelembe vett térparaméterek, illetve az egy lakosra jutó adóköteles jövedelem összefüggése a 167 vidéki kistérségben (korrelációs mátrix)

	BRJÖV FÖ03	SZOMJ ÖV03N	SZOMJ ÖV03S	OSZTH AT06	BPIDÖ 02	MSZID Ö02	APCSP 02	NYKKO OR	KISTKP IDÖ06	ÉDKOO R
BRJÖVFÖ03		0,62	0,55	-0,61	-0,53	-0,53	-0,53	-0,43	-0,46	0,06
SZOMJÖV03N	0,62		0,93	-0,80	-0,65	-0,28	-0,64	-0,62	-0,06	0,03
SZOMJÖV03S	0,55	0,93		-0,71	-0,62	-0,28	-0,59	-0,55	0,02	-0,02
OSZTHAT06	-0,61	-0,80	-0,71		0,51	0,30	0,64	0,87	0,23	0,10
BPIDÖ02	-0,53	-0,65	-0,62	0,51		0,32	0,93	0,28	0,09	-0,11
MSZIDÖ02	-0,53	-0,28	-0,28	0,30	0,32		0,33	0,21	0,44	0,14
APCSP02	-0,53	-0,64	-0,59	0,64	0,93	0,33		0,39	0,17	-0,10
NYKKOOR	-0,43	-0,62	-0,55	0,87	0,28	0,21	0,39		0,20	0,45
KISTKPIDÖ06	-0,46	-0,06	0,02	0,23	0,09	0,44	0,17	0,20		0,08
ÉDKOOR	0,06	0,03	-0,02	0,10	-0,11	0,14	-0,10	0,45	0,08	

16. táblázat. A kizárólag térparaméterekre épülő, legmagasabb magyarázó erejű többváltozós regresszióelemzés eredményei (függő változó: a kistérségek egy lakosra jutó bruttó adóköteles jövedelme, 2003). $R^2=0,618$, a becslés standard hibája 72,1.

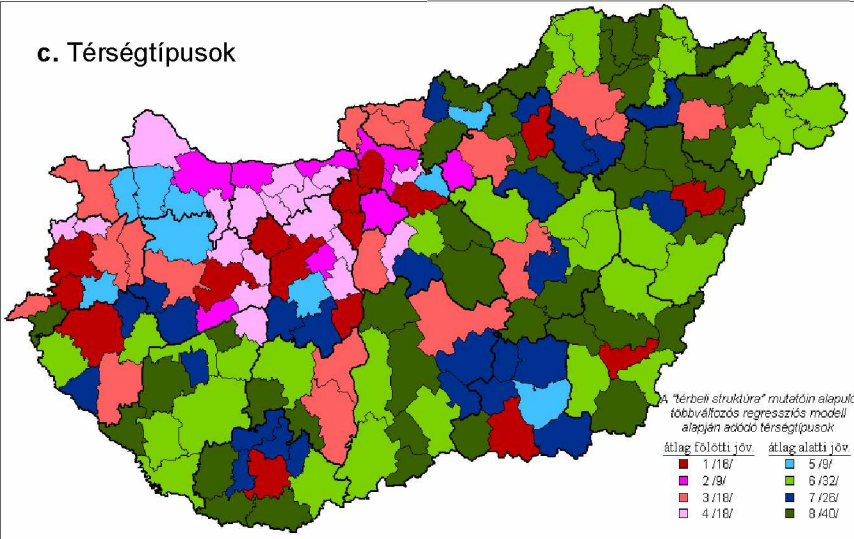
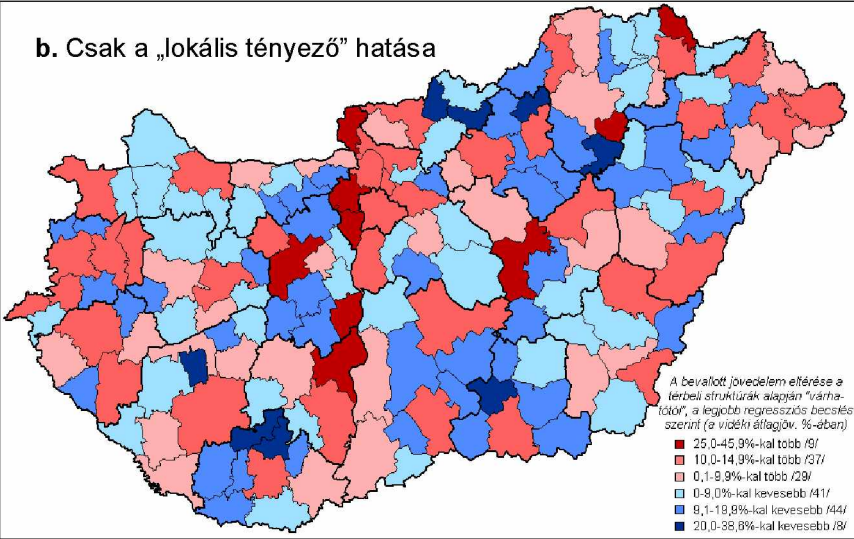
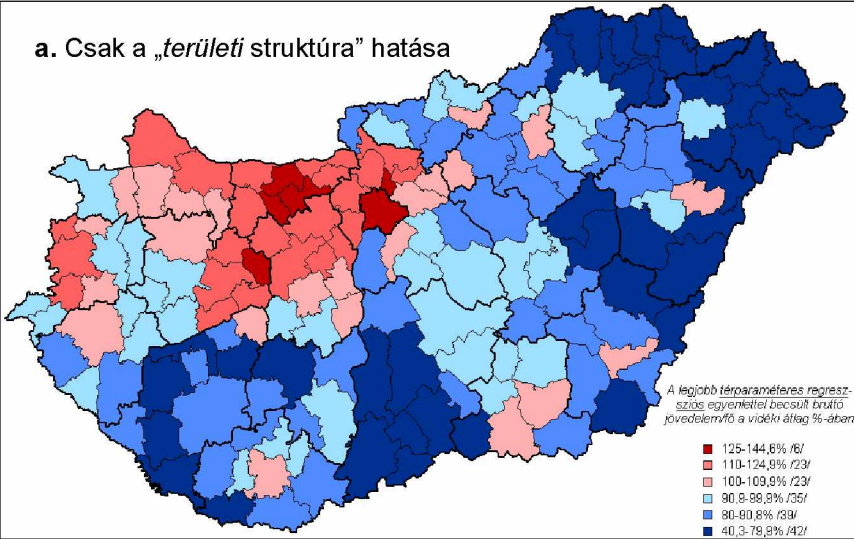
Változó	B	Standard hiba	Standar- dizált béta	Szignifi- kancia- szint	VIF
(Konstans)	368,027	50,785		0,000	
SZOMJÖVN03	0,570	0,084	0,438	0,000	1,761
KISTKPIDÖ06	-12,539	2,083	-0,326	0,000	1,244
MSZIDÖ02	-1,348	0,351	-0,220	0,000	1,385
BPIDÖ02	-0,284	0,121	-0,152	0,021	1,801

magyarázó ereje (természetesen valamennyien negatív együttthatókkal: a központoktól való távolság növekedésével csökken a jövedelem). A szomszédsági hatáson kívül tehát, úgy tűnik, a különböző térségi szintű centrumoktól való távolság a másik legerősebb térbeli tényező, amely befolyásolja a kistérségek jövedelemszínvonalát. Az abszolút fekvés – a Nyugat–Kelet, Észak–Dél tengelyekhez való viszony, illetve az előbbivel összefüggésben az osztrák határ távolsága – valamint az autópályák elérhetőségének magyarázóereje az egy lakosra jutó személyi jövedelmek alakulásában nem volt szignifikáns: önálló hatásuk „feloldódik”, a modellben maradt változókkal is kifejezhető. Ez az eredmény önmagában véve is figyelemre méltó. Arra utal ugyanis, hogy – az általánosan elfogadott, számos hazai tanulmányban is megfogalmazódó vélekedésekkel szemben – a nyugati határtól való távolság szerepe korántsem determinisztikus, és az autópályák építése sem módosította érdemben – 2003-ig legalábbis – a térbeli egyenlőtlenségek alakulását (bár hatása valamennyire tükröződik természetesen Budapest időtávolságának mutatójában, amely része lett a regressziós modellnek). Az autópályák távolságának a jövedelemszinttel való közepes erejű korrelációjában inkább az fejeződik ki, hogy az autópályák egyelőre az „amúgy” is fejlett vidékeken haladnak, illetve – a méretükből és társadalmi összetételükből adódó előnyöket élvező – nagyvárosokat kötnek össze.

A térparaméterekből építkező regressziós modell valósággal való összefüggése vitán felüli. A regressziós egyenlet alapján kibontakozó „elvi” jövedelemtagoltság térképe (30. ábra) jól – egyszerűségéből adódóan „túlságosan” is jól – összegzi a rendszerváltás utáni hazai területi egyenlőtlenségi viszonyrendszer legfontosabb, közhelyszerűen idézett elemeit: a középső és az északnyugati országrész előnyét, Északkelet-Magyarország hátrányát, s az elmaradottabb makrotérségeken belül a nagyvárosi térségek markáns kiugrását. Számunkra azonban most elsősorban a modell összesített magyarázó ereje, s különösen a „strukturális” modellekéhez viszonyított nagysága az érdekes. Márpedig e tekintetben egyértelműen elmarad a strukturális tényezőkből építkező modellektől: a térbeliség különböző dimenzióinak elegendően sok változóját összegyűjtve felépített regressziós modell is csak 62%-ot „fed le” a kistérségek jövedelemszintjének szórásnégyzetéből (16. táblázat) – miközben a strukturális tényezők a többváltozós vizsgálat módszerétől függetlenül rendre 85% körüli összesített magyarázó erővel rendelkeztek.

A legközvetlenebb összehasonlíthatás a kétféle *regressziós* modell között lehetséges. A társadalmi struktúra vizsgálatánál a nagyfokú multikollinearitás miatt a figyelembe vett hét struktúra-dimenzió közül a jövedelemszinttel önállóan leggyengébb összefüggést mutató négy dimenzió egy-egy mérőszáma kerülhetett csak be a módszertanilag érvényes regressziós

30. ábra. A kistérségek 2003-as jövedelemszintje a.) kizárólag a területi struktúra paramétereinek b.) csak a regionalitástól független („lokális”) tényezők hatása alapján, a legjobban illeszkedő regressziós becslés szerint. A két hatás összege a bevallott jövedelem. A kategóriák határai mindkét térképen azonosak! A c). ábra a jövedelemszintek és a kétféle hatás viszonya által meghatározott nyolcféle lehetséges térségtípus területi eloszlását mutatja.



A térségtípusok értelmezése

Típus	Jövedelem-szint	Strukturális tényező (S)	Lokális tényező (L)	Nagyság-viszony
1	A vidéki átlagnál nagyobb	pozitív	pozitív	$ S < L $
2		pozitív	pozitív	$ S > L $
3		negatív	pozitív	$ S < L $
4		pozitív	negatív	$ S > L $
5	A vidéki átlagnál kisebb	pozitív	negatív	$ S < L $
6		negatív	pozitív	$ S > L $
7		negatív	negatív	$ S < L $
8		negatív	negatív	$ S > L $

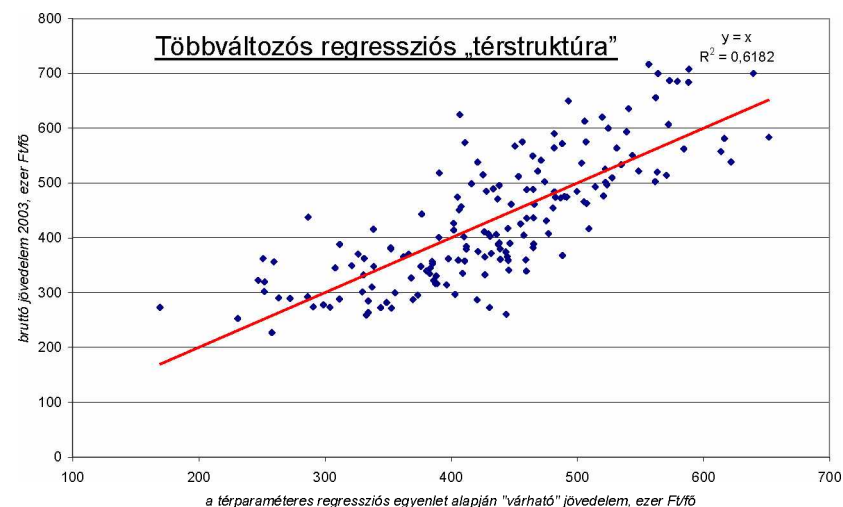
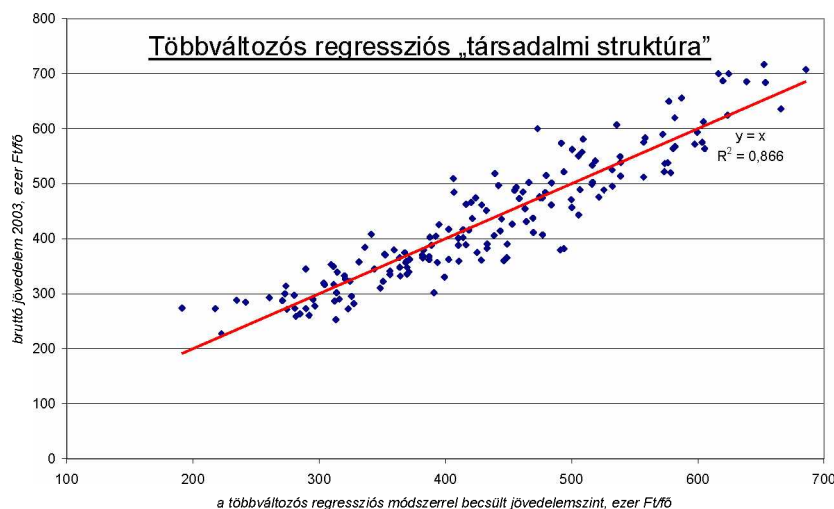
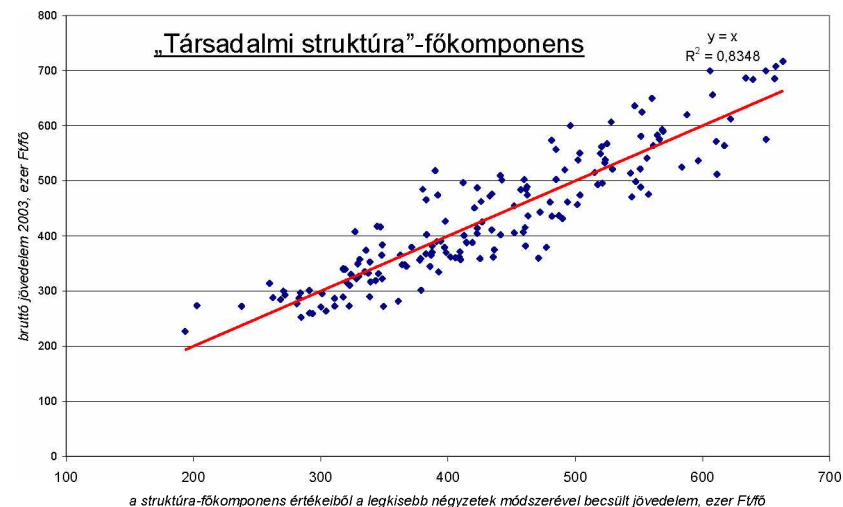
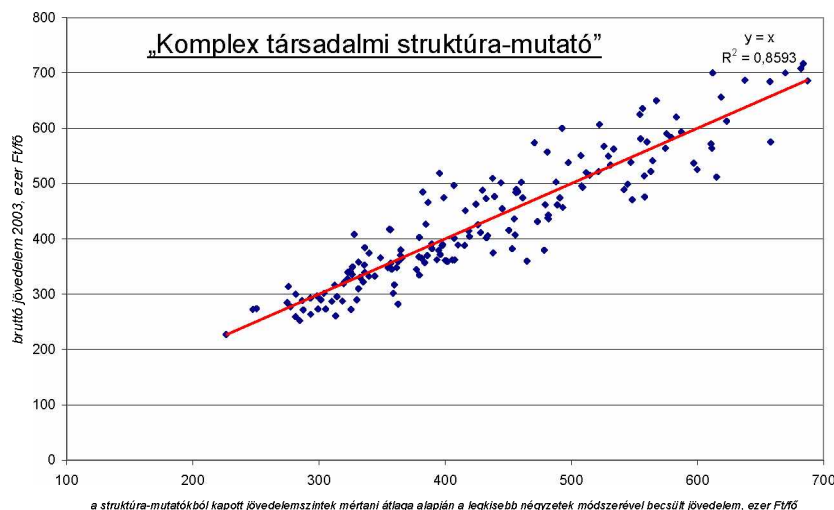
modellbe, ám annak összesített magyarázó ereje így is 87% volt. A *térbeli* struktúra paramétereivel operáló vizsgálat változói körül a legerősebb összefüggést a szomszédsági hatás mutatta a fajlagos jövedelemszinttel, ám hiába szerepelt ez is a „legjobb” érvényes többváltozós regressziós modellben, még így is csupán 62% a regressziós becslés alapján adódó jövedelemértékek szórása a bevallott adóköteles jövedelmekéhez képest. A modellből becsülhető jövedelemértékek *illeszkedése* is sokkal rosszabb tényleges bevallott jövedelemszintekhez, mint a társadalmi struktúra alapján készült modellben volt (a standard hiba nagysága itt 72,1, míg ott 42,7 volt). A 167 kistérségből 100 esetében több mint 10%-kal eltér a térbeli struktúrák modelljéből „következő” jövedelemszint a bevallottól (a társadalmi struktúra változóinak összhatása alapján épített valamennyi modellben legfeljebb 50 kistérségben volt 10%-ot meghaladó eltérés). Mindezt „szabad szemmel” láthatóvá teszi a három korábbi társadalmi struktúra-modell, illetve a térbeliség paramétereiből felépített regressziós modell szórásdiagramjainak összevetése (31. ábra). A megyeszékhelyek kistérségei esetében a ténylegesnél rendre sokkal magasabb, a keleti és a déli országrész leginkább „vidékiek” térségeiben pedig a ténylegesnél is alacsonyabb értékeket jelez a modell.

Mindez azt bizonyítja, hogy – ha azt pontosan, „egzakt” módon nem is tudjuk megmondani, hogy *mennyivel* nagyobb a társadalmi struktúra jövedelmi egyenlőtlenséget meghatározó ereje, mint a térbelisége – a társadalmi tényezők *elsődleges* szerepe nem vitatható. A társadalmi struktúra hatása tehát egyértelműen erősebb a (kistérségi szintű, 2003-as) hazai területi (jövedelem)egyenlőtlenségek alakulására, mint a térbelisége – amiből persze az is következik, hogy az előnyös vagy előnytelen *fekvés* hatásai könnyebben módosíthatók, mint az előnyös vagy előnytelen *társadalmi* struktúráé.

Nem becsülhető le azonban a térbeliség tényezőinek „összesített” 62%-os „magyarázóereje” sem, hisz ez azt jelenti, hogy a jövedelmek átlagtól való eltérésének nagyobbik része a regionalitásban is kifejeződik. A kétféle struktúra *egyidejű* erős összefüggése a jövedelemmel csak úgy lehetséges, hogy egymással is erősen összefüggenek. A kapcsolat mérhető is: a térparaméteres regresszió által becsült, illetve a társadalmi struktúra mutatóinak hatását egyesítő regresszióból következő jövedelemszint például $r = +0,75$ értékű korrelációban van egymással. A kétféle struktúra tehát több kistérségben mozdtítja *azonos* irányba a jövedelmi helyzetet (polarizál), mint ahányszor ellentétes előjelű (nivelláló) a két hatás.

Az összehasonlító regressziós vizsgálat tényezői hangsúlyozottan csakis a *térbeliséget* reprezentálták: a *hely*, a lokalitás tényezőit, azok – éppen egyediségükből adódó – „modellezhetetlensége” miatt, nem. Mégis, a korábban bemutatott többváltozós strukturális

31. ábra. 3+1 komplex strukturális mutató regressziós összefüggése a kistérségek 2003. évi egy lakosra jutó bevallott adóköteles jövedelmével. A jobb alsó ábra a *térbeli* strukturák hatását legjobb „magyarázó erővel” összesítő regressziós becslés, a többi a *társadalmi* struktúra különböző módszerekkel összesített hatásából becslült jövedelem. Látható az utolsó ábra pontjainak nagyobb szóródása, ami a térstruktúra gyengébb magyarázó erejére utal.



modellek magas magyarázó ereje arra utal, hogy a regionalitás és a lokalitás *együttes* egyenlőtlenség-alakító szerepe is kisebb, mint a társadalmi–gazdasági struktúráé. A „nem-strukturális” jövedelemkülönbségeket mutató térképek mintázata pedig arra utal, hogy a társadalmi struktúra viszonyaival nem magyarázható jövedelemkülönbségek zöme nem helyi (lokális) eredetű – ez esetben ugyanis a legmarkánsabb eltéréseknek egy-két térségre kiterjedően, mozaikszerűen kellene mutatkozniuk –, hanem tömbszerű foltokban jelenik meg. A „lokális” hatás tehát nagyrészt makroregionális tényezőkre vezethető vissza, a regionalitás egyenlőtlenség-alakító ereje a legtöbb esetben felülmúlja a helyi, „endogén” tényezők szerepét. E két közvetett bizonyíték arra enged következtetni, hogy a lokalitás szerepe – lett legyen az a természeti erőforrások bővebb vagy szűkebb volta, kulturális tradíció, turisztikai adottság, a helyi társadalmak jobb vagy rosszabb integrációja, a helyi elitek és egyéb területi szereplők sikeres vagy kevésbé sikeres érdekérvényesítése, a történelmi örökség kedvező vagy kedvezőtlen hatása, stb. – még a kistérségek szintjén is csak ritkán képes jelentősebben módosítani a társadalmi struktúráknak a területi egyenlőtlenségeket meghatározó (sőt a térbeliség tényezői által is inkább erősített), összességében már-már determinisztikusnak mondható erejét (Kiss–Lőcsei 2005). Úgy tűnik ezért, hogy a „helyi fejlesztések”, az „alulról jövő kezdeményezések”, az „önerős térségfejlesztés” lehetőségei meglehetősen korlátozottak: ezeknek a tényezőknek leginkább csak a települések (s nem a térségek) sokszínűségének alakításában van szerepe (Kiss–Németh 2006).

4. A területi egyenlőtlenségek változásának esélyei az eredmények tükrében

A 2. fejezetben a területi jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálata során az időbeli változások magyarázata képezte elemzésem gerincét, míg a 3. fejezet keresztmetszeti vizsgálata – noha közvetlenül csak 2003-ra és a kistérségek jövedelmi különbségeire vonatkozóan – a területi egyenlőtlenségek erőteljes *társadalmi* és *térbeli* struktúrák általi meghatározottságát igazolták. A munka zárásaképpen e három szempont egyidejű értékelésére teszek kísérletet, a társadalmi, illetve a térbeli dimenziók kapcsolatának elemzésébe ismét bevonva az időtényezőt is.

Kiindulópontom a struktúrák nagy „állékonyására”, időbeli stabilitására vonatkozó – társadalomtudományi közhelynek számító – megfigyelés. Egyrészt az tehát, hogy – szemben a rövidebb távon ható, és a külső beavatkozások sikere szempontjából is könnyebb „terepnek” számító *konjunkturális* tényezőkkel –, a strukturális viszonyok és az ezek által meghatározott

társadalmi jelenségek időben csak lassan változnak. Ebből eredően pedig *szándékolt* megváltoztatásuk is lényegesen több időt és erőforrást igényel.⁶⁰ Ha viszont igaz mindkét megállapítás, akkor abból legalább két következtetés adódik. 1. A strukturális adottságokkal együtt az egyenlőtlenségek „mintázata”, térbeli képe is lassan változik: hosszabb időtávot vizsgálva is nagyrészt hasonló az egyes térségek elhelyezkedése az egyenlőtlenségi rangsorokban, azaz nagyjából ugyanazok vannak kedvezőbb, illetve rosszabb *relatív* pozíciókban (miközben természetesen az *abszolút* fejlettségi szint, illetve az egyenlőtlenségek *mértéke* jelentősen változhat akár). 2. Strukturális meghatározottságuk, s ebből következő mély „történelmi beágyazottságuk” miatt is nehéz megváltoztatni a területi egyenlőtlenségeket: a területfejlesztés lehetőségei korlátozottak tehát (Enyedi 1996).

Mégis, ha a társadalom összetételétől függ leginkább a területi fejlettség, akkor az elmaradott térségek *társadalmi* (illetve, ennek részeként természetesen gazdasági) szerkezetének „javításával” érdemes leginkább foglalkoznia a regionális politikának. Ezt azonban a mai Magyarországon az is nehezíti, hogy – mint kiderült – nem is csak a struktúrák nagy „ellenállóképessége” a probléma, hanem a különböző strukturális tényezők igen erős konzisztenciája – egy-egy térségnek a különböző mutatók terén az átlagostól általában *azonos* irányban eltérő pozíciója – is. Ráadásul a korábbiakban vizsgált strukturális tényezők egy része demokratikus viszonyok között szinte teljesen „kívül áll” a területfejlesztés kompetenciáján, közvetlenül legalábbis semmiképp sem befolyásolható. Gyümölcsözőbb lehet ugyanakkor *fordított* megközelítésben megfogalmazni, s aztán tesztelni e hipotézist: vajon azon térségek többségében, amelyek jövedelmi pozíciója, az egyenlőtlenségi hierarchiában elfoglalt helyzete jelentősebb mértékben megváltozott, elsődlegesen strukturális természetű átalakulást gyaníthatunk-e a háttérben? Ha feltételezésünk helyes, akkor e strukturális változások konkrét azonosításával a területfejlesztés eszközeit illetően is érdekes információkhoz juthatunk, mégpedig a tekintetben is, hogy vajon *melyik* strukturális tényező megragadásával, fejlesztésével lehet leginkább változást elérni a területi folyamatokban

Az óvatosság nem árt persze: a változás – felemelkedés vagy leszakadás – háttérében ugyanis nemcsak egy térség *eredeti* társadalmának megváltozása állhat, hanem az emberek nagyarányú *kicserélődése* is. Ilyen változásra rengeteg példa akad a közelebbi vagy távolabbi múltban mind nemzetközileg, mind hazánkban: a frontier területek benépesülésétől (lásd az egykori telepesgyarmatok példáját, vagy akár a magyar Alföld újratelepítését) a szervezett, drasztikus „embercserékig”. Utóbbiakra példa a pl. Békés megyét érzékenyen érintő magyar–csehszlovák lakosságcsere, a különösen az egykori „Schwabische Türkei” területét, illetve a Bácskát érintő német kitelepítés. De ilyen a holocaust is, amelynek egyebek mellett regionális következményei is voltak, hiszen pl. Sátoraljaújhely vagy Kisvárdra számára mintegy 30%-os veszteséget okozott csupán a lakosság

⁶⁰ Ismert példa e megkülönböztetés fontosságára a *munkanélküliség* két típusának értelmezése: a konjunkturális munkanélküliség gazdasági ciklusok létéből, illetve a piaci viszonyok ingadozásaiból fakad, vagy nagy kataklizmák idején jelentkezik, a strukturális típus viszont tartósan fennálló gazdasági vagy társadalmi problémák következménye.

létszámát tekintve is. Akadnak példák kisebb területi egységeket érintő, alapvetően békés, de gyors, s a társadalmi összetételt alapjaiban megváltoztató folyamatokra is: gondoljunk csak a valamilyen ásványkincs felfedezését követő nagyarányú migrációra, vagy akár az „új városok” különböző típusú példáira Chandigarhtól Brasiíliaig, Nowa Hutától Eisenhüttenstadtig, vagy a francia technopoliszoktól a kaliforniai Santa Clara megyéig. Ilyen típusú változásokra a mai Magyarországon csekély az esély.

A fentiek empirikus ellenőrzése előtt érdemes tisztán logikai alapon átgondolni, hogy milyen különbségek vannak az általam vizsgált strukturális tényezők időbeli változásának esélyeit illetően.

A térbeliség tényezői közül a *fekvés* értelemszerűen adott, nem változtatható; legfeljebb a megváltozott társadalmi viszonyok értékelhetik le vagy fel (jó példa Záhony térségének javuló, a nyugati határ menti területek romló fejlődési esélyei a szocializmus évtizedeiben, illetve az ellentétes előjelű folyamat 1990-et követően). Az *elérhetőség* mutatói viszonylag rövid idő alatt is érdemben befolyásolhatók – pl. új hidak, vagy autópályák építésével –, azonban a változtatás csak korlátozott mértékű lehet: Csenger soha nem kerülhet közelebb a nyugati határhoz – sőt, még Budapesthez sem – mint például Győr. A változás lehetőségét elsősorban a földrajzi térbeli meghatározottságok szerepének gyengülése, illetve átalakulása hozhatja, elsősorban társadalmunk *információs* társadalommá válásának előrehaladása révén (Enyedi 1996).

A társadalmi struktúra tényezői közül egyértelműen a településméret-összetétel, illetve általánosabban fogalmazva az urbanizáltság az, ami a leglassabban változó, „legkonzervatívabb” tényező; de demokratikus viszonyok között általában viszonylag lassan módosul a korstruktúra és az etnikai összetétel is (a romák által nagyobb arányban lakott térségek köre például már az 1893-as cigányösszeírásban is szinte megegyezett a maival). A leggyorsabban változtathatók a foglalkoztatási helyzettel kapcsolatos strukturális tényezők – így a munkahely-kínálat és az ágazati szerkezet –, hiszen ezt egy-egy nagyobb beruházás akár térségi szinten is igen hamar átalakíthatja. Különösen az ipar esetében lehet ilyenre számítani – amint erre Észak-Dunántúl iparosodása a kilencvenes években több példát mutatott. A tercier ágazatok fejlődése, minthogy többségük kevésbé koncentrálja a munkahelyeket, nagyobb volumenű változásokat csak hosszabb idő alatt hozhat.

Évtizedes léptékben változhat vagy változtatható csak a ma központi szerepű strukturális tényező, az iskolázottság is. Azonban az eddigiekből úgy tűnik, hogy e téren kisebb volumenű változások is jelentős módosulást hozhatnak a jövedelmi viszonyokban, míg e dimenzió változatlanlansága fékezheti, de legalábbis kockázatosná, konjunktúrafüggővé teheti a más tényezőkben bekövetkezett fejlődés pozitív hatásainak érvényesülését.

E hipotéziseket két időtávon teszteltem: a kistérségek hosszú (százéves) és középtávon (1988 óta) bekövetkezett pozícióváltozását hasonlítottam össze egyszerű rangsorszámítások

segítségével, és a mai viszonyokkal való hasonlóság mértékét, illetve a legnagyobb elmozdulások hátterét kíséreltem meg elkülöníteni. Ennek során egyrészt arra voltam kíváncsi, hogy korábban is ennyire erős volt-e az egyenlőtlenségi viszonyok strukturális meghatározottsága; másrészt, hogy ugyanilyen nagyfokú volt-e a térségek strukturális pozícióinak *konzisztenciája*. Végül pedig arra, hogy a strukturális tényezők közül mely, vagy melyek azok, amelyek *leginkább* összefüggésbe hozhatók a területi egyenlőtlenségekben bekövetkezett változásokkal?

Százéves időtávra visszanyúlóan sajnos nincsenek a korabeli megyék szintjénél részletesebb területi jövedelmi adatok, és a társadalmi struktúra mutatóinak választéka is szerény; ezért nincs lehetőség a mai viszonyokkal való közvetlen összevetésre. Az 1910. évi népszámlálás két mutatóját – mezőgazdasági keresők aránya; analfabéták aránya – felhasználva⁶¹ azonban sikerült egy egyszerű „jóléti indexet” szerkesztenem, amelyet – igen nagy óvatossággal bár – de alkalmasnak tartok a „mai” (2003-as) jövedelmi egyenlőtlenségekkel való összevetésre. A két adat egyrészt a foglalkozási szerkezeti, másrészt az iskolázottsági dimenzió reprezentánsa, így közvetlenül megfeleltethető két, a 2003-as vizsgálatokban is használt mutatónak (a mezőgazdaság mutatója teljesen azonos, az analfabétizmus pedig éppúgy az iskolázatlanságot fejezte ki 1910-ben, mint a legfeljebb 8 osztályt végzettek nagy aránya 2003-ban).⁶² E két változó közül viszont egyik sem csak a – kétségkívül 1910-ben is jövedelemmeghatározó szerepű – településméretre utal (az analfabétizmusban implicit módon ez is kifejeződik ugyan, de értékeiben erőteljes makroregionális eltérések is megmutatkoztak 1910-ben; másrészt pedig a kor városállománya a mainál differenciáltabb volt gazdasági tekintetben, így, különösen az Alföldön, az agrárkeresők aránya számos városban is meghaladta az országos átlagot). Az index szerkesztésekor a korabeli települések alapadataiból indultam ki: ezeket összegezve a mai 168 kistérség területére számítottam ki a változók értékeit, komplex mutatóként pedig egyszerűen a két tényező rang-átlagát tekintettem.⁶³

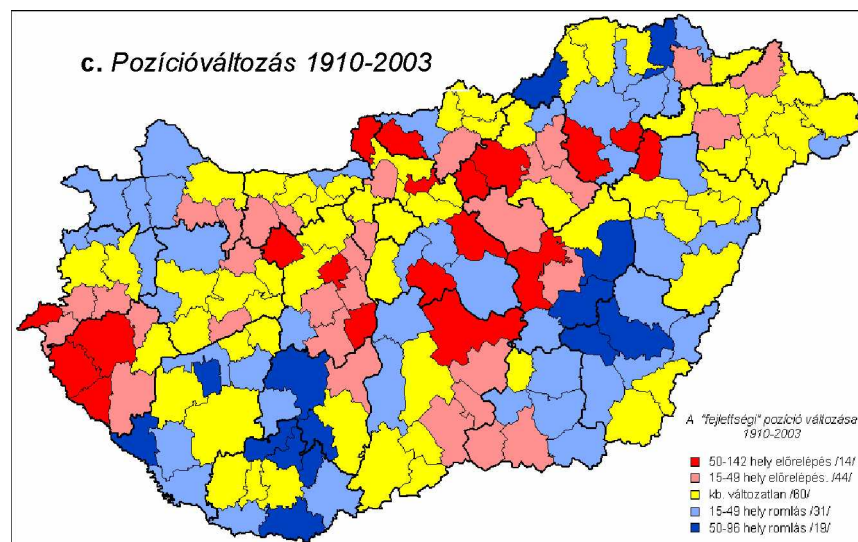
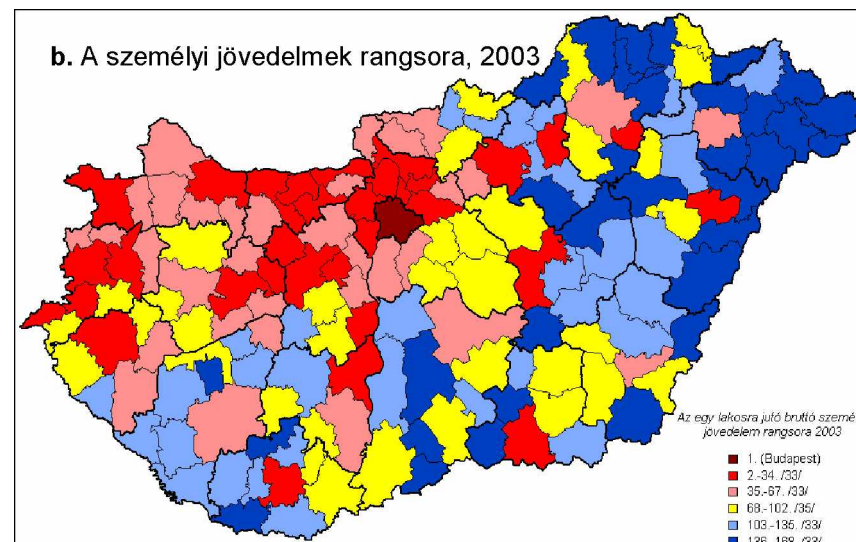
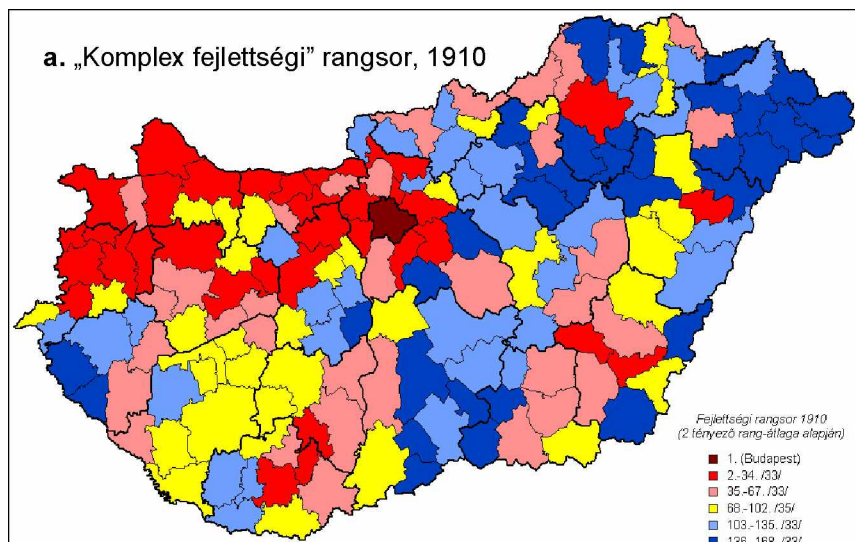
Az ilyen módon szerkesztett ábrát összevetve a 2003-as jövedelmi helyzet térképével (32. ábra) azonnal feltűnik a két térszerkezet nagyfokú hasonlósága. A Kelet–Nyugat

⁶¹ Az 1910-es népszámlálási adatok elektronikus formában való rendelkezésemre bocsátásáért Bajmócy Péternek és Győri Róbertnek tartozom köszönettel.

⁶² Próbaszámításokat végeztem a „kör” más mutatókkal bővítve is – kő- vagy téglafalú házak, „orvosláta holtak” aránya, demográfiai jelzőszámok –, de több probléma merült fel velük kapcsolatban; elsősorban az, hogy legtöbbjük a elsődlegesen a településmérettel, az urbanizáltsággal volt összefüggésben, ami túlságosan megnövelte volna e dimenzió súlyát az indexben

⁶³ További érv az adatok választás mellett, hogy mindkét adat azon kevesek egyike, amelyik száz éve és ma is egyértelműen utal a fejlettség anyagi oldalára is: 2003-as mutatóikból szerkesztve ilyen indexet $r = 0,84$ -os rangkorreláció adódott a bruttó jövedelmek szintjével.

32. ábra. A kistérségek fejlettségi pozíciója 1910-ben és 2003-ban. 1910: két tényező (mezőgazdasági keresők aránya, analfabéták aránya) rang-átlaga alapján. Az adatok forrása: A Magyar Szent Korona országainak 1910. évi népszámlálása. Magyar Statisztikai Közlemények, Új sorozat, 52. kötet. M. Kir. Központi Statisztikai Hivatal, Bp. 1912. 2003: az adóköteles jövedelmek szintje alapján, forrás: KSH T-STAR.



tagoltság, különösen Észak-Dunántúl és Budapest környékének előnye, illetve az északkeleti országrész (elsősorban Szabolcs-Szatmár-Bereg megye) nagyfokú lemaradása már a száz évvel ezelőtti egyenlőtlenségi viszonyoknak is meghatározó eleme volt, de általában véve is, a kistérségek nagy része a rangsornak ugyanabba a felébe (ezen belül mintegy fele ugyanabba az ötödbe!) tartozik ma is, mint a XX. század elején. Az átlagos elmozdulás 30 pozíció a rangsorban, ami ekkora időtávot tekintve annak ellenére sem mondható soknak, hogy a két időpont között természetesen nagy, s akár ellentétes irányú mozgások is történhettek némelyik kistérségben. A hasonlóságot „egzakt módon” is megerősíti a Spearman-féle rangkorrelációs együttható +0,66-os értéke.⁶⁴ E tények tehát legalábbis nem mondanak ellent a fejlettségi térszerkezet stabilitására, illetve az ennek hátterében álló strukturális tényezőkre vonatkozó hipotézisnek.

Az eltérések közül leginkább az átlagos, vagy kedvező pozíciójú kistérségek dél-magyarországi megritkulása tűnik fel: a Dunántúlon a svábok lakta, illetve 1910-ben már bányászati karakterrel is rendelkező Tolna-Baranya kisebb, az Alföldön a Dél-Tiszántúl mezővárosi térségeinek nagyobb fokú hanyatlása, valamint az 1910-ben már iparosodott észak-magyarországi határvidék erős visszaesése látható leginkább. Valamivel erőteljesebb továbbá a 2003-as kép regionalizáltsága. Észak-Dunántúl és Közép-Magyarország egybefüggő térségéhez Budapesttől 80–100 km-re keletre is 1910-es pozíciójuknál kedvezőbb, legalább átlagos helyzetű kistérségek sorakoznak Nógrádban, Hevesben és Jász-Nagykun-Szolnok megye egy részén, és megszűnt „sötét” lenni, felzárkózott északi szomszédaihoz az 1910-ben még igen kedvezőtlen pozíciójú Zala. A konkrét változásokat tekintve a viszonylag kis mértékű módosulások jellemzők. Több mint harmada a kistérségeknek 15 helynél is kevesebbet „lépett”, és csak jó harminc olyan kistérség van, ahol az elmozdulás igen erőteljes volt: 50 hellyel került előrébb vagy hátrébb az adott körzet (a konkrét számokat persze nem szabad komolyan venni, nagyságrendnyit azonban biztosan nem tévedünk).

Történt mindazonáltal néhány igen nagy ugrás is. Három kistérség – sorrendben Dunaújvárosé, Tiszaújvárosé és Zalaegerszegé – ugyanis több mint százat javított a helyezésén, vagyis az utolsók közül az elsők közé ugrott (Dunaújváros például 143 pozíciónyit javult!). A többi jelentős előrelépő között van Zala megye kistérségeinek többsége (kivéve a keszthelyit), holott e megye 1910-ben még Szabolccsal „osztozott” – a megyéket tekintve – az utolsó két pozíción; a nagy pozitív változások többsége azonban Budapest 60-80 km-es körzetében történt. Általános ugyanakkor a nagyobb visszaesés a Tiszántúl középső és

⁶⁴ A két alapmutató mai megfelelőivel ennél valamivel kisebb, +0,5 körüli érték adódik.

déli részén, valamint Tolna és Baranya „sváb” vidékein. Ha nem is nagyon erőteljesen, de meglepő módon szintén kedvezőtlennek tűnik a mérleg a Kisalföld nagyobb részén.

Véleményem szerint az ismertetett elmozdulások többsége is a strukturális hatások meghatározó szerepére utal. Az utóbbi, a *Kisalföldre* vonatkozó megállapítást például érdemes összevetni a térség rendszerváltás utáni dinamikájával; az 1990 utáni nekilendülés tehát e térség hagyományos vezető pozíciójának „helyreállítási periódusaként” is értelmezhető, amikor a szocializmus időszakának repressziója után újra érvényre juthattak a térség történelmi gyökerű, elsődlegesen kulturális természetű strukturális előnyei (Győri 2006). A „Schwäbische Türkei” hanyatlása egyértelműen kapcsolatba hozható a németek kitelepítésével, vagyis az etnikai összetétel megváltozásával, de könnyen lehet, hogy a Hegyalja, illetve a Tiszántúl egyes térségeinek visszaesésével is kapcsolatba hozható az etnikai motívum (a zsidóság kitelepítése okán).

Az Alföld 1910-hez képesti lemaradása kicsit összetettebb ennél. 1910 egy alapvetően konjunkturális természetű évszázados sikerkorszak (népesedési expanzió, gabonakonjunktúra) vége. Ám ezt követően hamarosan, már 1920 után kiütköztek az – elsősorban gazdasági természetű, a modern, és a népességfőnökséget lekötni képes ágazatok, különösképp az ipar hiányában megmutatkozó – strukturális elmaradottság következményei (Beluszky 2000). Általában véve kedvezőtlen volt az Alföld számára a mezőgazdaság dinamikahordozó lehetőségének beszűkülése is. A gazdasági struktúra átalakítása a 1960-as évektől az 1980-as évekig – „alföldi iparosítás” – vitathatatlan, jelentős mértékű felzárkózást hozott a térség számára. Ám, mivel az ide telepített ipar jó része függő helyzetű, kívülről irányított volt, s a helyi társadalom viszonyait (a foglalkoztatás lehetőségen túl) érdemben nem alakította át, az 1990 utáni gyors visszaesés az egyéb strukturális tényezők változatlanságának köszönhetően szinte teljesen eltüntette a korábbi jó két évtizedes felzárkózás hatását.⁶⁵

Úgy tűnik, a leggyorsabb, illetve a legerőteljesebb fejlettségi pozícióváltozások háttérében is elsősorban a gazdasági természetű, foglalkozási szerkezeti változások hatása áll, s ezen belül is elsősorban az iparosodás–iparosítás, illetve az ipari visszaesés szerepe a döntő. Ez nem véletlen, hiszen, mint korábban említettem, a leggyorsabban változtatható, és a leginkább „független” mozgású strukturális tényezőről van szó. Emellett – ellentétben az elmúlt 20-30 évvel – a XX. század nagyobb részében, egészen a hetvenes évekig a

⁶⁵ E kérdésekről több munkámban is részletesen értekeztem (Kiss 2001, 2003b, 2004).

foglalkozási szerkezet volt a strukturális egyenlőtlenségrendszer központi szerepű, legmeghatározóbb dimenziója.⁶⁶

1910-ben a különböző – adatolható – strukturális tényezők még viszonylag laza összefüggést mutattak. A 167 vidéki kistérségre elvégzett korrelációs számításaim csak gyenge (0,1 és 0,4 közötti erősségű) kapcsolatot jeleztek kistérségi szinten a hat vizsgált strukturális indikátor értékei között. Ám ezek közül egyértelműen a mezőgazdasági keresők aránya volt az, amely minden más mutatóval szignifikáns kapcsolatban állt. Hasonló számításokat, illetve főkomponens-elemzéseket elvégezve az 1960-as és 1980-as népszámlálásoknak a TEIR-ben rendelkezésre álló, a mai kistérségi rendszer szerint összevont adataira – a cigányok arányát kivéve immár mind a hét, a 3. fejezet vizsgálataiban szereplő dimenzió jelzőszámaira – ugrásszerűen nagyobb, a maihoz hasonló lett a változók konzisztenciája. Ám míg 1960-ban a mezőgazdasági és az ipari keresők aránya függött össze legerősebben a többi változóval (zömmel 0,6 és 0,9 közötti korreláció-értékek), 1980-ra már gyengült összefüggéseik ereje (zömmel 0,5 és 0,8 között), és az iskolai végzettség mutatói e tekintetben „beérték” őket. 2001-ben pedig, mint azt korábban bemutattam, egyértelműen az iskolázottság vette át a központi szerepet a strukturális dimenziórendszerben, s különösen az ipari foglalkoztatási arány vesztette el korábbi erős magyarázóerejét.

Az 1910-ről 2003-ra legtöbb pozíciót veszítő térségek között szép számmal találunk strukturális válságtól szenvedő egykori ipari körzeteket – a rekorder Ózd 97 hellyel esett vissza a rangsorban – de még nyilvánvalóbb és tanulságosabb az összefüggés a legnagyobb nyerteseket tekintve. A harminc helyezésnél többet javító 32 kistérség (megyeszékhely csak 3 akad közöttük) többsége az elmúlt száz év valamelyik periódusának kiemelt iparfejlesztési helyszíne. Ezen belül a három, száz helynél többet előrelépő kistérség esetében a „szocialista iparosítás”, sőt kifejezetten az „ötvenes évek” telepítései állnak a későbbi fejlődés hátterében.

Dunaújváros története közismert: itt 1949-ben született döntés a kohászati, illetve az azt kísérő infrastrukturális beruházásokról. Az első kohót csak 1954-ben adták át ugyan, de a változás, és a korábbi helyi társadalmat szinte kicserélő, s a mai kistérség egészét is alapvetően átformáló bevándorlás léptéke óriási volt. Ezt jól mutatja, hogy bár volt olyan év, amikor több lakás épült itt, mint egész Budapesten, az ide irányuló bevándorlást adminisztratív korlátozni kellett (Illés 2002). *Tiszaújváros* példája kevésbé köztudott és részben eltérő is, de a kulcsmomentum szinte azonos. Itt 1951-ben született kormányhatározat a tiszapalkonyai hőerőmű, majd 1952-ben egy földgázalapú vegyikombinát létesítéséről, s azonnal meg is indult a második öt éves terv legnagyobb beruházása. Más kérdés, hogy a Tisza árterére tervezett gyár tereprendezése 1959-ig eltartott, ezért csak a hatvanas és a hetvenes években épült ki a – kvalifikált dolgozóit szinte kizárólag az ország távolabbi vidékeiről idetoborzó és a városban letelepítő – vállalat (Hajdú 2005). Itt a siker, a felzárkózás – bár tartós volt, sőt Kelet-Magyarország 1990 utáni legnagyobb zöldmezős beruházásával (Jabil Circuit) is kiegészült – lényegesen kisebb mérvű bevándorlással párosult, s máig a szigetszerű fejlődés példája. Mert ugyan három kistérségnek (a sajátján kívül a polgárinak és a mezőcsátinak is) első számú foglalkoztatója Tiszaújváros, a magasan képzett, jó anyagi helyzetű, nagyvárosi mintákat követő városiak és a szegény, iskolázatlan, kevésbé polgárosult, jelentős részben romákból álló környékbeli lakosság közötti súlyos kulturális szakadékot máig nem sikerült igazán áthidalni (Kiss-Lőcsei 2005).

Zalaegerszeg esete még kevésbé ismert. A város, de az egész megye felzárkózásában is kulcsszerepe van az olajnak. A korábban gyáriparral egyáltalán nem rendelkező, premodern dél-zalai agrártérben a 30-as évek végén – amerikai tőkével – majd az ötvenes években történt meg a kőolajkutató, -termelés, illetve -szállítás infrastruktúrájának kiépítése. Ennek nyomán vándorolt be, s telepedett le itt ezres nagyságrendben „idegen” műszaki értelmiség – az ő igényeik kielégítése érdekében számos helyen hatalmas ütemben építették ki a települési infrastruktúrát is – és jutott jobban „fizető” ipari munkához a helyi lakosság egy része. Ekkor emelkedett mikrotérségi központtá néhány korábbi aprófalú is. Zalaegerszegen ehhez kapcsolódott a – más vidéki megyeszékhelyekkel ellentétben – már az 50-es években, a „kispolgári” Nagykanizsa ellenében is megkezdett hatalmas ipar- és városfejlesztés. Az 1945-ben – „csatolt községek” nélkül – még alig 13 ezres,

⁶⁶ Ennek ismeretében utólag is érthetőnek és indokoltak kell tekintenünk a korabeli magyar geográfia kitüntetett érdeklődését a foglalkozási szerkezet, illetve a foglalkozási átrétegződés kérdései iránt (Sárfalvi 1965, Lettrich 1965).

nagyipar nélküli városban 1950-ben hatalmas ruhagyárat, a szomszédban alig egy évvel azelőtt talált kőolaj feldolgozására már 1952-ben olajfinomítót, 1953-54-ben tejipari „komplexumot” és gyantagyárat, az ezt követő években bútorgyárat, kerámia- és cserépkályhagyárat, illetve alumíniumipari gépgyárat telepítettek. Jórészt ezeknek köszönhetően már 1960-ra duplájára nőtt az 1945-ös népesség (Lackner 1979). A tiszaiújvárosinál lényegesen integráltabb, a helyi társadalmak struktúráit is átfformáló fejlesztések eredményeképp az eredeti lendítőerők (kőolaj, „szocialista” városépítés) megszűnte után, új körülmények között is stabil, fejlődőképes maradt a térség.

Az, hogy épp e három térség a magyar területi fejlődés legnagyobb *tartós* „sikertörténete”, a területfejlesztés számára is súlyos tanulságokkal szolgál. Egyrészt arra utal ugyanis, hogy a korábbi évtizedek „területfejlesztési stratégiái” közül az első – egyébként a fejlett tőkés országok korabeli gyakorlatában is általános –, az iparosításra alapozott koncepció volt a leghatékonyabb. Másrészt a három példa egyike sem decentralizált – éppen hogy kifejezetten centralizált –, s nem „alulról”, hanem felülről jövő kezdeményezés volt, végül pedig döntően egyik sem helyi („endogén”), hanem külső „erőforrásokra” alapozottan ment végbe. Igaz, a mai helyzettel ellentétben mindez nem demokratikus, hanem diktatórikus viszonyok között történt, s az elmozdulás mögött jelentős mértékű bevándorlás – a helyinél lényegesen kedvezőbb strukturális összetételű csoportok – hatása is kitapintható.

Az 1988 utáni jövedelmi térszerkezet változásait a 2.3.2 fejezetben részletesen bemutattam (9. ábra), utalva már annak nagyfokú stabilitására. Jól mutatja ezt a vidéki kistérségek 1988. és 2005. évi jövedelmi szintje közötti erős ($r = +0,87$) korreláció, valamint az a tény is, hogy a 168 kistérség jövedelmi rangsorában az átlagos pozícióváltozás 1988 és 2005 között mindössze 18 hely volt (a két időpontban a jövedelmi rangsorokban elfoglalt helyek rangkorrelációja is $+0,87$). Ezen belül is a legmarkánsabb, a kistérségek adottságait a megváltozott viszonyrendszerben ártértékelő periódus az első, 1988 és 1994 közötti időszak volt: ekkor 16 hely az átlagos pozícióváltozás, 1994 és 2000 között már csak 11, 2000 és 2005 között pedig átlagosan mindössze 7 hely változás történt. Ám ezek zöme is a „sűrű középmezőnyön” belüli, kisebb jelentőségű elmozdulás volt: összességében a 17 év alatt a 168 kistérségből csak 27 olyan akadt, amelynek jelentősebben, legalább 30 pozícióval változott a helyzete a jövedelmi rangsorban 1988-ról 2005-re.

Ezek listáját áttekintve (17. táblázat) ismételtén arra találhatunk bizonyítékot, hogy a meghatározó erejű strukturális tényezők közül a leggyorsabban változó és változtathatók a gazdasági viszonyok: a bekövetkezett változások főirányát ugyanis 1990 után is a gazdaság – az ágazati, illetve foglalkoztatási struktúrák – szerkezeti átalakulása határozta meg legerősebben. Ezen belül, bár Budapest és agglomerációja fejlődését egyértelműen a tercier szektor, döntően a modern kereskedelmi és üzleti szolgáltatások expanziója mozgatta, országos összesítésben mégis az ipari térszerkezet átalakulásának hatását kell az első helyre

17. táblázat. Az egy lakosra jutó jövedelem kistérségi rangsorában legalább 30 pozíciót elmozduló kistérségek 1988–2005. Adatforrás: APEH SZTADI településsoros SZJA-adatbázis.

Kistérség	Megye	Egy lakosra jutó jövedelem a vidéki átlag %-ában				Rangszám				Pozícióváltás			
		1988	1994	2000	2005	1988	1994	2000	2005	1988- 1994	1994- 2000	2000- 2005	1988- 2005
Komlói	Baranya	121,2%	81,9%	85,3%	75,8%	16	96	88	117	-80	8	-29	-101
Ózdi	Borsod-A.-Z.	97,6%	77,5%	71,7%	66,4%	66	118	128	140	-52	-10	-12	-74
Szécsényi	Nógrád	99,0%	71,9%	69,0%	71,4%	59	133	135	129	-74	-2	6	-70
Pétervásárai	Heves	97,3%	75,3%	71,9%	68,9%	68	123	126	136	-55	-3	-10	-68
Bátonyterenyeyi	Nógrád	106,8%	75,4%	72,8%	77,3%	41	122	121	109	-81	1	12	-68
Sásdi	Baranya	91,2%	64,8%	62,4%	63,5%	90	147	144	145	-57	3	-1	-55
Bonyhádi	Tolna	106,9%	93,9%	88,4%	82,5%	40	76	83	93	-36	-7	-10	-53
Bélapátfalvai	Heves	96,6%	78,3%	95,3%	73,8%	74	113	73	126	-39	40	-53	-52
Salgótarjáni	Nógrád	113,5%	101,1%	97,6%	96,1%	29	54	66	69	-25	-12	-3	-40
Szentlőrinci	Baranya	97,9%	84,1%	76,4%	79,5%	65	90	111	102	-25	-21	9	-37
Kazincbarcikai	Borsod-A.-Z.	110,9%	97,6%	93,7%	94,8%	36	62	75	73	-26	-13	2	-37
Ráckevei	Pest	122,2%	104,2%	99,5%	105,9%	11	50	61	47	-39	-11	14	-36
Bajai	Bács-Kiskun	96,6%	91,8%	81,7%	78,8%	73	79	99	105	-6	-20	-6	-32
Bácsalmási	Bács-Kiskun	83,4%	69,8%	66,1%	62,0%	119	136	138	151	-17	-2	-13	-32
Zalaegerszegi	Zala	104,8%	122,7%	122,3%	123,6%	48	19	22	18	29	3	4	30
Tokaji	Borsod-A.-Z.	74,8%	64,5%	69,5%	75,7%	149	148	134	118	1	14	16	31
Pápai	Veszprém	88,3%	95,1%	100,8%	95,5%	103	72	58	70	31	14	-12	33
Csornai	Győr-M.-S.	89,6%	91,2%	101,3%	100,0%	95	80	57	61	15	23	-4	34
Celldömölki	Vas	89,2%	102,3%	111,0%	99,2%	98	52	41	62	46	11	-21	36
Zalaszentgróti	Zala	79,9%	73,5%	76,4%	82,2%	132	127	110	96	5	17	14	36
Sárbogárdi	Fejér	80,9%	78,0%	86,9%	82,5%	131	115	86	94	16	29	-8	37
Csepregi	Vas	88,6%	94,1%	102,7%	98,9%	100	74	52	63	26	22	-11	37
Körmendi	Vas	98,4%	115,8%	132,0%	120,7%	62	30	13	23	32	17	-10	39
Vasvári	Vas	81,0%	78,6%	88,9%	86,8%	130	111	82	83	19	29	-1	47
Szentgotthárdi	Vas	91,4%	95,4%	126,1%	111,2%	89	71	17	36	18	54	-19	53
Őriszentpéteri	Vas	78,0%	80,5%	87,3%	85,9%	141	101	85	85	40	16	0	56
Kisbéri	Komárom-E.	87,4%	79,4%	106,5%	104,6%	107	108	44	49	-1	64	-5	58
Téti	Győr-M.-S.	79,5%	78,5%	98,8%	101,2%	136	112	64	59	24	48	5	77

tenni (Kiss 1998). Az 1988 és 2005 között legalább 30 pozíciót veszítő 14 kistérség közül az első 12 a szocialista nagyipar, ezen belül a bányászat és nehézipar felszámolódásának „köszönheti” sorsa kedvezőtlen fordulatát. Többségük Észak-Magyarországon található, de legalább ilyen szembeötlő a mecseki „szén- és uránvidék” (Komló, Sásd, Bonyhád, Szentlőrinc körzete) teljes körű, mély és tartós hanyatlása is. Szintén nehézipari okú a budapesti agglomerációhoz tartozó ráckevei kistérség önmagában meglepőnek nevezhető visszaesése: a csepeli (illetve a Csepel-szigeti) ipar leépülésének tudható be, amit az erősödő agglomerációs fejlődés csak az ezredfordulótól tudott némiképp ellensúlyozni. A mezőgazdaság visszaesése csak Felső-Bácska lemaradásának volt markáns tényezője e körben. Csak a bajai, illetve a bácsalmási kistérség kivétel a tekintetben is, hogy itt lassabb, de megszakítatlan leépülési trend jellemezte a teljes időszakot; a nagy visszaesések zöme ugyanis a rendszerváltás körüli periódusban, „hirtelen” következett be (17. táblázat).

A legnagyobb előrelépést mutató 12 kistérségnek már a földrajzi elhelyezkedése is árulkodó: valamennyien a Dunántúl északi részének kisvárosi központú, vidékies, kis-, sőt aprófalvas körzetei. Többségük már a rendszerváltás időszakában megkezdte az – ekkor még relatív, csupán a vidéki átlaghoz viszonyított – felzárkózást. Ám annak fő periódusa esetükben mégis az 1994-2000 közötti időszak volt; az tehát, amelyben a fejlődés területileg (Észak-Dunántúl) és ágazati értelemben (feldolgozóipar) egyaránt a legkoncentráltabb volt. E 12 kistérség egytől egyig olyan egység, amelynek területén (pl. Szentgotthárd, Kisbér), vagy még inkább a hozzá közeli nagyobb városban nagy volumenű külföldi működőtőkével megvalósult, zöldmezős ipari beruházás történt. Sőt: az adatok egyértelműen arra utalnak, hogy – hangozzék ez bármilyen furcsán – a leghatékonyabb „területfejlesztési módszer” a rendszerváltás után is az iparosítás volt. Igaz, ezt nem az állami redisztribúció finanszírozta (bár általában hozzájárult különböző adó-, ipari parki stb. kedvezmények formájában), hanem a külföldi működőtőke, és természetesen nem valamiféle társadalom- vagy gazdaságpolitikai céllal, hanem kizárólag a nyers profitérdekek miatt. Úgy tűnik, a korszerű, nagy munkaerőigényű ipar területfejlesztő hatását csak kis mértékben képesek korlátozni a néhány egyéb dimenzióban meglevő strukturális hátrányok; az esetlegesen nem túl magas bérszínvonal hatását pedig bőven ellensúlyozza a foglalkoztatás kibővülése. Mindez még akkor is igaz, ha az adatokból látszik az ilyen típusú fejlődés kockázata: Észak-Dunántúl ipari dinamikájának 2000 utáni fordulata az utóbbi években a korábbi legnagyobb nyertes kistérségek egy részének pozícióit is jócskán rontotta (számosan közülük 2001-ben még bekerültek volna a legnagyobb előrelépők táborába). A 30 rangsorbeli helyezésnél többet nyerő kistérségek közé még éppen beférő Tokaj kistérsége az egyetlen igazi „kakuktkojás”. A

szomszédos, s szintén több mint húsz helyet javító sárospataki és sátoraljaújhelyi térségekkel együtt Tokaj jó példa arra, hogy a helyi tradíciókra alapozva (itt: bor, kulturális miliő, történelmi tradíció), egy szélesebb iskolázott rétegre építve az igen kedvezőtlen kezdő pozíció (1988: 149. hely a 168-ból!), és a jelentős belső egyenlőtlenségek, ellentmondások (leszakadó kistérképek, nagyarányú cigányság stb.) ellenére is lehetséges a térségi szintű előrelépés. Ezzel ellentétben, ha a múlandó lokális előnyöket nem sikerül strukturális előnyökké is konvertálni, a kedvező helyzet könnyen semmivé válhat: Tokaj ma épp – az 1988-ban még 16. – Komló térségének szomszédja a jövedelmi rangsorban!

Tokaj, Sárospatak, Sátoraljaújhely, illetve az egykori szocialista nehézipar kistérségeinek példája általános érvényű tanulságokkal is szolgál. Előbbi kistérségek voltak ugyanis azok, ahol 1988-ban a legnagyobb mértékű *negatív* inkonzisztencia mutatkozott a jövedelmi pozíció és az iskolázottság szintje között: a szocialista iparvárosok körzetei pedig azok, ahol a jövedelmi szint leginkább meghaladta az iskolázottsági rangsorban elfoglalt helyet. 1990 óta e tekintetben egyértelmű közeledés következett be. Sőt, megkövethető egy általánosabb érvényű kijelentés is. Az adatok arra látszanak ugyanis utalni, hogy a rendszerváltás után létrejött új társadalmi-gazdasági viszonyrendszer talán legfontosabb hatása a területi (jövedelem)egyenlőtlenségek alakulására éppen az, hogy a strukturális tényezők közül az iskolázottság hatása erősödött a korábbi – a szocializmus viszonyai által sajátosságosan torzított – helyzethez képest. Ezt igazolja akár néhány egyszerű korrelációs számítás is: az egy lakosra jutó elvégzett iskolai osztályszám értéke (a vidéki kistérségek viszonylatában) 1988-ban még „csak” $r=0,82$ erősségű összefüggésben volt a jövedelemszinttel, ami a korábbi, az összefüggéshez nem illeszkedő torzító hatások (pl. a magas jövedelmű, de kevésbé iskolázott bányászterületek) drámai leépülésének köszönhetően már 1992-re 0,93-ra (!) növekedett, és az új növekedés időszakában, az azt meghatározó külföldi tőke egyértelmű területi preferenciáinak érvényesülése ellenére, mára sem csökkent lényegesen (2005-ben 0,89 volt).⁶⁷

Talán még szemléletesebb annak bemutatása, hogy az iskolázottság és a jövedelmi szint közötti inkonzisztenciák milyen drasztikusan csökkentek a rendszerváltás óta: 1988-ban még átlagosan 22,4 helyezés volt az eltérés egy kistérség jövedelmi, illetve iskolázottsági rangsorbeli pozíciója között, 2005-ben pedig csak 17,4. Különösen meggyőző erejű az 1988-ban a *legnagyobb inkonzisztenciát* mutató térségek helyzetének változása (18. táblázat). A táblázatban szereplő kétszer 21 kistérség közül mindössze 2-2 akad, ahol nem közeledett egymáshoz az iskolázottsági és a jövedelmi pozíció 1988 óta. Ezek közül Csongrád és Adony

9. táblázat. A területi egyenlőtlenségek struktúra-alapú megközelítésének sémája

A területi jövedelemegyenlőtlenségeket meghatározó tényezők:

A) Területi

- I. Nem strukturális természetű tényezők (lokalitás): Klasszikus földrajzi, az egyes helyek egyedi sajátosságaiból adódó tényezők („helyi és helyzeti energiák”): pl. ásványkincs, talajminőség, nyersanyag, fogyasztópiac, turisztikai adottságok, történelmi örökség, kulturális tradíciók, helyi önkormányzati stratégiák, a polgármesterek, a civil társadalom, a helyi elíték és a helyi közösségek érdekérvényesítő képessége, a helyi gazdaság meghatározó szereplőinek döntései, a helyi társadalmak integrációs és innováció-adaptációs képessége stb.
- II. Térbeli struktúrák (regionalitás): A térbeli elhelyezkedés (fekvés), illetve elérhetőség paraméterei: Kelet-Nyugat, Észak-Dél, szomszédság, centrum-periféria; idő- és térbeli távolság, irány, a tér kitüntetett pontjaihoz (központokhoz, csomópontokhoz, határokhöz) képest;

B) Társadalmi

- I. Nem strukturális természetű tényezők, folyamatok: fogyasztási és kulturális minták, presztízs, a társadalmi intézmények és szabályozás, az állami gazdaság- és szociálpolitika, közvetlen külső beavatkozások (pl. hazai területfejlesztési és EU-s támogatások) stb.
- II. Társadalmi-gazdasági struktúrák
 - *Gazdasági struktúrák* (közvetlenebb, de nem feltétlenül erősebb összefüggések)
 - a jövedelmek belső, források szerinti struktúrája (a GDP előállítóinak „szektorai” – vállalatok, állami intézmények, háztartások, nonprofit szféra –, a lakossági jövedelmek keletkezésük alapja – munka-, tőke-, ill. „vegyes” jövedelmek, társadalmi juttatások – szerint)
 - ágazati struktúra (a termelési érték illetve a GDP nemzetgazdasági ágak közötti megoszlása, illetve a vállalkozások ágazati összetétele)
 - vállalatok méret- és szervezeti forma szerinti struktúrája
 - vállalatok tulajdonosi struktúrája, különös tekintettel a külföldi (működő)tőke, ill. a társadalmi (állami–önkormányzati) tulajdon szerepére
 - export/import struktúra
 - (műszaki) infrastruktúra egyes elemei illetve komplex fejlettségi szintje
 - *Társadalmi struktúrák* (közvetett, de általánosabb érvényű összefüggések)
 - demográfiai struktúra (korszerkezet, gazdasági aktivitási csoportok; etnikai megoszlás, vallási összetétel; a nemek aránya)
 - településstruktúra (településméret, illetve településtípus szerinti kategóriák)
 - humán szempontú csoportok: kulturális természetű tagozódás mennyiségi (pl. iskolai végzettségi csoportok, a kultúrafogyasztás mértéke), illetve minőségi jellemzők (pl. a képzettség jellege; a helyi középfokú és felsőoktatás szakmai összetétele) alapján; egészségi állapot
 - a társadalmi munkamegosztásban elfoglalt pozíciók, az osztály- és rétegeképítés általánosan használt ismérvei (pl. tulajdonosok és alkalmazottak, a foglalkoztatottak munkajelleg-csoportok – vezető, szellemi, fizikai –, illetve ágazatok szerinti megoszlása)

esetében is inkább stagnáló távolságról, mint divergenciáról beszélhetünk. A már sokat emlegetett Komló esetében a rendkívül mély konjunkturális válság okozta az iskolázottsági szinthez képest mutatkozó jövedelmi előny még nagyobb fokú hátránnyá változását; a szintén gyakran szélsőségeként szereplő fonyódi kistérségben pedig szintén egy erőteljes konjunkturális tényező (a balatoni idegenforgalomból származó bevételek apadása és/vagy elrejtésük jobb lehetősége) állhat a háttérben. A többi kistérség között legfeljebb a közeledés mértéke alapján, valamint aszerint tehető különbség, hogy inkább az iskolázottsági pozíció, vagy inkább a relatív jövedelmi helyzet, netán mindkettő jelentősebb megváltozása áll-e a strukturális konvergencia háttérében.

Összességében úgy tűnik: az, hogy a rendszerváltás nyomán milyen társadalmi és gazdasági változások mentek végbe az egyes kistérségekben, és hogy milyen pozíciót sikerült mára elfoglalnia egy-egy városnak és vidékének a jövedelmi hierarchiában, alapvetően függött a térségek történetileg – az elmúlt száz–százötven év során, vagy az államszocialista időszak évtizedeiben – kialakult strukturális jellegzetességeitől. Az érdeemben csak évtizedes léptékben változó gazdaság- és társadalomtörténeti sajátosságok – például a településméret-összetétel, a demográfiai, etnikai és viszonyok, az iskolázottsági struktúra – meghatározó súlyából eredően a fejlettségi térszerkezetben való elmozdulások többnyire kicsiny mértéke nagyjából előre „kódolható” volt a rendszerváltozás óta eltelt időszak mégoly nagy társadalmi-gazdasági átalakulása ellenére is. A korábbi évtizedekhez képest erőteljesebben regionalizált egyenlőtlenségi térszerkezet háttérében is jórészt az iskolázottsági viszonyok jövedelem-differenciáló hatásának növekedése, illetve a térbeli struktúrák hatásának ezzel egybevágó részbeni átértékelődése áll (lásd a polgárosult Észak-Dunántúl és Budapest az agglomeráció határán jóval túlnyúló, tágabb környékének „tömbszerű” kiemelkedését jövedelmi értelemben is). Miután pedig a különböző – társadalmi és térbeli – struktúrák konzisztenciája, egymást erősítő hatása továbbra is igen erős, félő, hogy a 2000 után megindult jövedelmi kiegyenlítődés mögött alapvetően konjunkturális természetű tényezők állhatnak, így a trend tartóssá, a társadalom által is érzékelhető méretűvé válásának esélyei egyelőre viszonylag csekélyek.

A vizsgálat eredményei szerint a területi jövedelem-egyenlőtlenségek csökkentésének leghatékonyabb eszköze rövid távon a térségileg differenciált munkahelyteremtés, ezen belül továbbra is az iparosítás lehet (napjainkban nyilvánvalóan nem közvetlen állami

⁶⁷ 1995-ig az 1990-es népszámlálás, azt követően a 2001-es népszámlálás iskolázottsági adataival számoltam.

beavatkozással, hanem a befektetők területi preferenciák szerinti ösztönzésével)⁶⁸. Igaz, ez konjunktúrafüggő, és – ha más strukturális tényezők változása nem kíséri – meglehetősen sérülékeny. Hosszabb távon, de tartósabban és főleg fenntarthatóbban elsődlegesen az iskolázottság területi differenciáinak mérséklése – ezen belül is különösen a közoktatás esélyegyenlőtlenségeinek csökkentése, a hátrányos helyzetű csoportok és térségek *pozitív diszkriminációja* – lehetne a jövedelmi kiegyenlítődés legfőbb biztosítéka is. Emellett persze igaz az is, hogy – abszolút értelemben – az elmaradott térségek jövedelmi helyzetének javítását illetően a lendületes, országos gazdasági növekedés szerepe a meghatározó (még akkor is, ha adott esetben ennek mértéke térségenként eltérő).

Nyilvánvaló ugyanakkor, hogy a különböző dimenziókban egyöntetűen mutatkozó strukturális hátrányok térségi szintű halmozódása – alacsony iskolázottság és foglalkoztatás, a dinamikus ágazatok hiánya, gyakran települési hátrányokkal és a roma-problémával stb. is súlyosbítva – nemcsak az aktuális jövedelemszint elmaradását okozza, hanem együttesen olyan problémahalmazt jelent, amely a – mégoly jelentős összegeket felhasználó – külső beavatkozások, a „fejlesztések” változtató erejét is minimalizálja, aktuálisan és hosszú távon egyaránt. A felzárkózás ellenében hat a strukturák egymást erősítő–tartósító hatása mellett a kedvezőtlen térségi mutatók mögött megbújó nagy arányú, és önmagát újratermelő marginalizálódott népesség léte is, akiknek integrációját bármilyen sikeres egyedi projekt is csak korlátozott mértékben képes segíteni (Ferge 2002). És végül ilyen a szomszédság ereje is: az tehát, hogy a tartósan leszakadt térségek többségét nagyjából hasonló helyzetű szomszédok veszik körül (Laki 2007). A rangsorok legvégén levő kistérségek helyzetének megváltoztatására tehát csak *komplex* – azaz a strukturális tényezők minél nagyobb részét érintő –, és a marginalizálódott társadalmi csoportok részvételét is megoldani képes *hosszú távú* (több éves, akár évtizedes) fejlesztési programoknak lehet esélye. Be kell látni azonban, hogy erre a jelenlegi politikai viszonyok között igen kicsi az esély: az egymást váltó, s egymás intézkedéseivel még minimális közösséget vállalni sem képes kormányok számára eddig elsikkadt a strukturális felzárkóztatás problémájának fontossága.

Pedig, mint azt e dolgozat eredményei igazolni látszanak, a társadalmi struktúra mélyen rögzült, egymás hatását erősítő tényezőinek változása hiányában az autópályák építése, a falusi turizmus fejlesztése, a közmunka-programok indítása, vagy épp a fejlesztési

⁶⁸ Ez természetesen nem valamiféle „általános” iparosítást jelent – erre az országot adottságai, s társadalmi hagyományai sem teszik igazán alkalmassá – hanem a feldolgozóiparnak, mint a viszonylag alacsony szakképzettséget igénylő munkahelyek tömeges létesítésére leginkább alkalmas ágazatnak a területfejlesztés és a gazdaságpolitika eszköztárában való megtartását. A ma elmaradott térségek többségének ugyanis erre

pólusok kijelölése is kevés eredménnyel kecsegtet a *területi egyenlőtlenségek oldása* szempontjából.

Összegzés

Dolgozatom tárgya egyrészt a hazai területi jövedelemegyenlőtlenségek rendszerváltás után bekövetkezett változásainak elemzése, másrészt pedig az egyenlőtlenségek mai területi mintázatának kialakításában szerepet játszó tényezők azonosítása, és hatásuk elkülönítése. Konkrét vizsgálataim két, meghatározó jelentőségű jelzőszám – a *gazdasági* differenciálódásra utaló területi GDP, illetve a *társadalom* tagjainak anyagi jólétét kifejező bruttó személyi jövedelem – területi egyenlőtlenségeire fókuszálnak. Munkám hangsúlyozottan empirikus megközelítésű, alap kutatás jellegű, de célja volt a módszertani változatosság, a matematikai statisztikai módszerek széles skálájával elérhető kifinomultabb elemzési lehetőségek bemutatása is. A területi jövedelmi egyenlőtlenségek változására és magyarázatára vonatkozó elméletek rövid bemutatása, illetve a rendszerváltás utáni területi differenciálódással foglalkozó hazai szakirodalom áttekintése (1. fejezet) után három, tematikailag jól elkülönülő fejezetben foglalom össze kutatásom eredményeit.

A 2. fejezet – a jövedelmi adatokkal kapcsolatos problémák áttekintése után – a hazai területi jövedelemegyenlőtlenségek 1988 és 2005 közötti változási tendenciáit mutatja be és értékeli, elsősorban a *konvergencia–divergencia* fogalompárhoz kapcsolódóan. A kutatás megerősítette a szakirodalom megállapításait, amely szerint 1988 és 1994 között nagymértékben nőttek a térségek közötti jövedelmi differenciák, majd az évtized második felében – különösen a lakossági jövedelmeket tekintve – lelassult a differenciálódás. Munkám eredményeként azonban egyértelművé vált, hogy nagyjából 2000-től kezdődően egy újabb, harmadik szakasz kezdődött a területi jövedelmi folyamatokban. Több, egymástól független eljárás (koncentrációs mutatók, korrelációs összefüggések, súlypont-számítás) is bebizonyította ugyanis, hogy a divergencia szakasza véget ért, és 2000-től 2005-ig területi kiegyenlítődés, a jövedelmek konvergenciája következett be. Különbség ugyanakkor, hogy míg a GDP-t tekintve csupán enyhébb fokú béta-konvergencia mutatható ki, addig a lakossági jövedelmek esetében minden területi szinten jelentős szigma-konvergencia is lejátszódott.

Széleskörű nemzetközi összehasonlítást végezve, Hoover-indexek számítása révén az is kiderült azonban, hogy – az európai összevetésben legfeljebb közepes mértékű *társadalmi*

(munkahelyteremtésre) van leginkább szüksége, de *csak erre* vannak meglevő, vagy viszonylag könnyen megteremthető adottságai is.

különbségekkel szemben – a *regionális* jövedelmi különbségek hazánkban ma jóval nagyobbak, mint az európai országok többségében. A számítások szerint, noha még ma is a Budapest és a vidék közötti differenciák adják a területi jövedelemkülönbségek nagyjából felét, e dimenzió szerepe, különösen a lakossági jövedelmeket tekintve, csökkenő. A kilencvenes évek végéig erősen növekedett viszont a vidéki térségeken *belüli* makroregionális tagolódás.

A – Magyarországon eddig még nem publikált – megyei GDP-volumenindexek számítása révén kiderült azonban, hogy a kilencvenes évek közepe óta két megyét (Békés, Tolna) kivéve valamennyi megye közeledett az Európai Unió 25 tagállamának átlagához. A növekedés éllovasai az 1994–2000-es időszakot tekintve, illetve 1994-től 2005-ig összességében is az Észak-Dunántúl és Közép-Magyarország megyéi voltak. 2000 után azonban, az ipari dinamika kifulladásá miatt a korábban vezető Észak-Dunántúl megyéi váltak a növekedés sereghajtóivá (évi 1% alatti ütem). A kiegyenlítődés tehát jelentős részben az ő stagnálásukkal magyarázható. Az egyetlen kivétel a szocialista korszak éllovasa, Komárom-Esztergom, amely viszont 2005-re újra a megyei rangsor élére került. Rajta kívül az átlag fölött növekedett Pest, és a keleti országrész elmaradott megyéi is. Az 1994 óta eltelt időszakban így összességében a Dél-Alföld és a Dél-Dunántúl megyéi, valamint Jász-Nagykun-Szolnok és Nógrád fejlődtek a leglassabban, évi átlagban mindössze 1,5–3%-kal.

Az egyes térségekben élő *emberek* közötti egyenlőtlenségek mérése szempontjából a fajlagos GDP-adatokat valamelyest torzítja a megyék határát átlépő ingavándor-forgalom. Az e hatás mérésére végzett, Magyarországon újszerűnek tekinthető számításaim azt mutatták, hogy – bár a fejlettség térszerkezetének legalapvetőbb vonásait nem érinti – az ingázási hatás nélkül Budapest GDP-je 10%-kal kisebb, Pest megyéé pedig mintegy 30%-kal nagyobb lenne, de érzékelhetően javulna Komárom-Esztergom és Fejér megye pozíciója is.

A *személyi jövedelmek* adatainak elemzésével egyértelműen igazoltam, hogy az egyenlőtlenségek *mértékének* növekedése ellenére az ország regionális tagolódásának alapvető vonásai megegyeznek a rendszerváltás előtti időszakéval. Ám bebizonyosodott az is, hogy az észak-dunántúli megyék – főképpen az 1994 és 2000 közötti periódus ipari dinamikájának köszönhetően – növelték előnyüket. Különösen az Észak-Dunántúl kisvárosi és a falusi térségeinek fejlődése szembeötlő az ország más régióihoz képest. A 2000 utáni fordulat azonban e tekintetben még határozottabb: a Dunától keletre fekvő megyék mindegyikében gyorsabb volt a növekedés, mint (Komáromot kivéve) a Dunántúlon bárhol is. Ezzel együtt, az 1988–2005-ös időszak *egészének* egyértelmű nyertese a Nyugat-Dunántúl, Budapest és agglomerációja, illetve az elmaradott régiókban levő megyeszékhelyek

kistérségeinek többsége. A legnagyobb *vesztesek* jelentős része egykori „szocialista” bányászati és nehézipari térség, ám négy nagyobb, súlyosan leszakadó, egybefüggő kistérségcsoport is elkülöníthető. A kistérségek jövedelemnövekedésének *abszolút* volumenét kimutatva kiderült, hogy az 1988-tól 2005-re bekövetkezett reáljövedelem-növekedés mértéke (amelynek nagyobb része Észak-Dunántúlt és Közép-Magyarországot kivéve szinte mindenhol a 2000 utáni időszak eredménye) kistérségi szinten rendkívül szélsőségesen eltérő (-24%-tól +55%-ig, az átlagos +23%-kal szemben). 24 kistérségben még 2005-ben sem érte el a jövedelmi színvonal az 1988-as szintet.

A 3. fejezet 2003-ra vonatkozó keresztmetszeti elemzése során a kistérségek közötti jövedelmi különbségek tényezőinek elkülönítését egy általam kidolgozott, újszerű – de széles körben elterjedt társadalomelméleti megközelítésre alapozott – klasszifikációt használva végeztem el. Ennek lényege, hogy az egyenlőtlenségek háttérében álló társadalmi és területi hatásokat is két-két csoportra osztom: strukturális, és a struktúráktól független tényezőkre. Álláspontom, amelyet a fejezetben bemutatott számítások egyértelműen igazoltak, hogy a hazai területi jövedelemkülönbségek háttérében elsődlegesen *strukturális* tényezők állnak, s ezen belül a *társadalmi* struktúrák szerepe felülmúlja a *térbeliség* (a regionalitás) önálló hatóerejét. Az ilyen módon jelentkező erőteljes strukturális előnyöket vagy hátrányokat azonban a kistérségek nagyobb részében, a regionalitás önálló hatása is erősíti.

E fejezet első részében a társadalmi struktúra hét kiválasztott dimenziójának területi szerkezetét mutatom be röviden, zömmel egyszerűbb területi egyenlőtlenségi mutatók és kartográfiai módszerek alkalmazásával. Az egyes tényezők jövedelemszinttel való összefüggését egyváltozós regressziós modellek segítségével jellemezve egyaránt legalább közepes erősségű összefüggés mutatkozott. Egyértelműen kiderült azonban, hogy a strukturális egyenlőtlenségrendszer központi, legnagyobb jelentőségű eleme napjainkban a területi egységeket tekintve is az iskolázottság: ennek területi különbségei önmagukban is 78%-ban magyarázzák a jövedelmek varianciáját. A „lokális” hatások pozitív irányban módosítják a jövedelemszinteket Észak-Dunántúlt és Közép-Magyarország kistérségeinek nagyobb részében – különösen a kilencvenes évek multinacionális ipari beruházásainak színhelyéül szolgáló kisvárosi körzetekben –, és alapvetően negatív irányban Kelet- illetve Dél-Magyarországon. Bizonyítást nyert az is, hogy napjainkban a vizsgált dimenziók közül a foglalkoztatás ágazati struktúrája, ezen belül az ipar szerepe a legfüggetlenebb a társadalmi struktúra más dimenzióitól, és ez változtatható a leggyorsabban. A nagy iparvállalatok letelepedése pedig jelentősen javítani képes a foglalkoztatási helyzetet, s ezen keresztül a jövedelmek szintjét is.

A társadalmi struktúra „összesített” hatásának mérésére végzett három különböző vizsgálat (az egyváltozós regressziók eredményeinek Jánossy Ferenc módszerével végzett összesítése, főkomponens-analízis és többváltozós regresszió) lényegileg ugyanazt az eredményt hozta. Összességében a társadalmi struktúra háromféle módszerrel meghatározott komplex mutatói egyaránt kb. 85%-ban magyarázták a térségek jövedelmi differenciáit, míg a területi paraméterek (a regionalitás) legjobb magyarázó erejű regressziós modellje is mindössze 62%-ban.

A kistérségek hosszú (százéves) és középtávon (1988 óta) bekövetkezett pozícióváltozását összehasonlítva a 2003-ra vonatkozó eredmények általánosíthatósága is igazolódott (4. fejezet). A mélyen rögzült, s időben lassan változó társadalmi és térbeli struktúrák meghatározó szerepe miatt a területi egyenlőtlenségek térképe nagyfokú állandóságot mutat. A jelentősebb változások hátterében ugyanakkor legtöbb esetben az ipar (az iparosítás vagy az ipari hanyatlás) áll. Az 1988 és 2005 között bekövetkezett jövedelemváltozásokban ugyanakkor az iskolázottság és az iparosodás szerepe egyaránt fontos. A legnagyobb nyertesek kivétel nélkül az 1990 utáni iparosodásban érintett észak-dunántúli térségek, a legnagyobb visszaesők ugyanakkor a leépülő bányászat és az egykori szocialista nehézipar körzetei. Ugyanakkor erősödött az iskolázottság szerepe: különösen az 1988-ban nagy inkonzisztenciával jellemezhető térségekben közeledett egymáshoz az iskolázottsági és a jövedelmi pozíció.

Mindebből két fontos következtetés adódik a regionális politika számára. Egyrészt, az egymás hatását erősítő struktúrák meghatározó ereje miatt a területfejlesztés lehetőségei nagymértékben korlátozottak a területi egyenlőtlenségek megváltoztatására. Másrészt, a beavatkozások két strukturális dimenzióban ígérnek leginkább a siker lehetőségét. Rövid távon – elsősorban munkahelyteremtő hatása miatt – napjainkban is az iparosítás tűnik a leghatékonyabb területfejlesztési eszköznek. Tartósabb és főleg fenntarthatóbb jövedelmi kiegyenlítést azonban elsődlegesen az iskolázottság területi differenciáinak mérséklése – különösen a *közoktatás esélyegyenlőtlenségeinek csökkentése*, a hátrányos helyzetű csoportok és térségek *pozitív diszkriminációja* – hozhat.

Summary

The subject of my study is the analysis of the changes in regional income inequalities after 1989, and the factors determining the spatial pattern of the disparities. My research focuses on two key indicators: the regional GDP, and gross personal income. This is basically

an empirical work, but also aims to show sophisticated analytical possibilities through a wide range of methodological and statistical methods.

First, I briefly present the theories regarding the changes in and explanations of the regional income inequalities, and survey the home literature on regional differentiation.(Chapter 1) Then in three thematically well-distinguished chapters, I sum up the results of my research.

Chapter 2 tells about some problems regarding income data, followed by the presentation and evaluation of the tendency of changes in regional income inequalities between 1988 and 2005, in relation to the convergence—divergence dichotomy. My research has supported previous studies, which claim that between 1984 and 1994 there was a considerable increase in income differentiation, but in the second half of the decade this progress slowed down, especially in the field of personal incomes. As a result of my work it became evident that around the year 2000 a new phase began in the regional income process. Lots of different methods proved however, that the period of divergence came to an end, and between 2000 and 2005 regional equalization, the convergence of incomes could be observed. On the other hand, only slight beta-convergence can be seen in regional GDPs, whereas there was significant sigma convergence on every level of personal incomes.

With widespread international comparisons and calculations of Hoover-indexes, it became clear that—whereas the social differences here are not higher than in most European countries, the regional income differences a lot higher than in the rest of Europe. According to calculations, although the Budapest—countryside difference is responsible for about half of the extent of regional income inequalities, this phenomenon, especially in relation with personal incomes, is diminishing. Up until the end of the 1990s there was a deepening macro-regional partitioning in rural areas.

According to county GDP volume indices, however it turned out that, since the mid-90ies, and with the exception of Békés and Tolna county, every county got closer to the average of the 25 EU member states. The leaders of this trend were the counties of Northern Transdanubia and Central Hungary. After 2000 however, the formerly leading counties became the last ones in this respect, with under 1% per year. Equalization, therefore, is mostly due to their stagnation. The only exception is Komárom-Esztergom, which got to the top by 2005 again. Pest and the underdeveloped counties of Eastern Hungary also produced above-average pace of growth. Thus, since 1994 the slowest developing areas are Jász-Nagykun-Szolnok, Nógrád, and the counties of the Southern Plains and Southern Transdanubia, with an average of only 1,5%-3% per year.

Measuring the differences between people in different areas, the GDP data are slightly distorted by the commuter flow (people taking employment outside of their own county). According to my own calculations, the GDP of Budapest would be about 30% bigger without taking account of the commuter flow. The position of Komárom and Fejér would also be better.

With the analysis of personal incomes (figures of which are available for smaller area units, too) I justified that despite the increase of regional inequalities, the basic regional structuralization of the country is identical with the regional pattern before the change of the political system. I also found evidence that the Northern Transdanubian counties increased their advantage (mostly due to the industrial boom between 1994-2000). There is an especially well distinguishable increase in the development of the small town and rural areas in Northern Transdanubia. The change after 2000 is even bigger: in each county east of the Danube growth was faster than anywhere in Transdanubia, except Komárom-Esztergom. However, the overall “winners” of the 1988-2005 period are Western Transdanubia, Budapest and its conurbation, and most microregions near the seats of the underdeveloped countries. Most of the greatest “losers” are areas of formerly “socialist” mining and heavy industrial areas, but we can distinguish four compact groups of microregions that got into a critical position. To reveal their absolute size of the income increase of the microregions, it turned out that the measure of income increase between 1988-2005 is very diverse in the microregions (from -24% to +55% opposed to the average of +23%). In 24 microregions the levels of income were still below the 1988 in 2005.

In the analysis about the factors of microregional income differences in Chapter 3, I used my own classification. The point is that I divided the social and territorial effects responsible for the inequalities into two groups: structural and non-structural factors. My view is—fully backed by calculations in the chapter—that there are mostly structural factors in the background of territorial income differences. And within these factors the role of social structures exceeds the force of regional factors. The structural advantages or disadvantages are reinforced by the effect of regional factors in most microregions.

In the first part of this chapter I briefly introduce the geographical pattern of seven dimensions of social structure with help of simple index members and cartographical methods. The interdependence of income levels and the seven dimensions shows medium size correlation. Here I used one parameter regression models. It turned out unequivocally, however, that the most important factor of structural inequalities is the level of education, the territorial differences of which are 78% responsible for the variance of incomes. Local

impacts change the levels of income positively in most microregions of Northern Transdanubia and Central Hungary—especially in small town areas which were sites of multinational industrial investments in the 1990s, and negatively in Eastern and Southern Hungary. It became evident that these days it is the branch structure of employment, and within that, especially the role of industry is the least dependent of the other dimensions of the social structure, and this is the dimension that can be changed the fastest. The appearance of large industrial companies can improve the level of employment and in such a way, the level of incomes.

The three different researches on the overall impact of social structure (summing up the results of the one parameter regressions models with the method of Ferenc Jánosy, principal component analysis, and multiple parameter regression) basically brought the same results. All in all, the complex indicators of social structure 85% explain the regions' income differences, whereas the regressions model of the territorial parameters (regionality) explains them by only 62%.

In Chapter 4, comparing the long-term (100 year) and mid-term (since 1988) positions of the microregions, the generalizeable character of the results for the year 2003 could also be verified. The map of regional inequalities shows a great deal of permanence. Industry stands in the background (industrialization or industrial decline) of all the major changes. In the change of incomes between 1988 and 2005, however, the roles of education and industrialization are equally important. The greatest winners are the Northern Transdanubian areas involved in the industrialization after 1990, and the biggest losers are the declining mining areas, and the areas of the former socialist heavy industry. At the same time the role of education increased: especially in the areas characterised by great inconsistency in 1988, the position of the levels of income and education got closer to each other.

Two conclusions can be drawn from all these for regional policy. First, there are very limited opportunities for regional development to change the regional inequalities because of decisive force of the structures which reinforce each other's impacts. Secondly, the biggest chance for success opens in two structural dimensions. In the short run—mostly because of its job creating impact—industrialization still seems to be the most efficient way regional development. A more durable and sustainable income levelling, however, only be reached by diminishing the regional differences in education, especially by reducing the inequalities of chances in general education, and with the positive discrimination of handicapped groups and areas.

Irodalom

- Abonyiné Palotás Jolán (2001): A külföldi működő tőke szerepe a területi fejlődésben. A földrajz tanítása 3. 17-22. old.
- Abonyiné Palotás Jolán (2005): Gondolatok az Alföld strukturális hátrányairól. In: Nagy Erika–Nagy Gábor (szerk.): Az Európai Unió bővítésének kihívásai – régiók a keleti periferián. Nagyalföld Alapítvány, Békéscsaba, 2005. 266-269. old.
- Adler Judit – Skultéty László (2002): Regionális foglalkoztatási különbségek – kiváltó okok a '90-es években. III. rész. Comitatus, április. 59-68. old.
- Amin, Ash (1976): Unequal development. Monthly Review Press, London.
- APEH (2005): A személyi jövedelemadózási kiemelt adatai a 2004.évben igazgatóságokként. www.apeh.hu/statisztika
- Bajmócy Péter (2003): Szuburbanizáció a budapesti agglomeráción kívüli Magyarországon. Doktori (Phd.) értekezés. Kézirat, Szeged. 131 old.
- Bakos Ferenc (2004): Idegen szavak és kifejezések szótára. Akadémiai Kiadó, Bp.
- Barro, Robert – Sala-i-Martin, Xavier (1991): Convergence accross States and Regions. Brookings Papers in Economic Activities, 1. 107-182. old.
- Barta Györgyi (1977): A területi gazdasági különbségek változása 1960-1975 között. Területi Statisztika 5.
- Barta Györgyi (2003): A magyar ipar területi folyamatai. In: Fazekas Károly (szerk.): Munkaerőpiaci tükrök 2003. Bp. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont – Országos Foglalkoztatási Közalapítvány. 144–158. old.
- Barta Györgyi – Bernek Ágnes – Nagy Gábor (2003): A külföldi működőtőke-befektetések jelenlegi tendenciái és területi elmozdulásának esélyei Magyarországon. Tér és Társadalom 4. 173-190. old.
- Barta Györgyi – Beluszky Pál szerk. (1999): Társadalmi-gazdasági átalakulás a budapesti agglomerációban. Regionális Kutatási Alapítvány, Bp.
- Bartke István (1971): Az iparilag elmaradott területek ipari fejlesztésének főbb közgazdasági kérdései. Akadémiai Kiadó, Bp.
- Beluszky Pál (2000): Egy félsiker hét stációja (avagy a modernizáció regionális különbségei a századelő Magyarországon). In: Dövényi Zoltán (szerk.): Alföld és nagyvilág. Tanulmányok Tóth Józsefnek. MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Bp. 299-326. old.
- Benko, Georges (1999): Regionális tudomány. Dialóg Campus Kiadó, Pécs–Budapest.
- Bíró Péter – Molnár László (2004): A kistérségek fejlettségi szintjének és infrastruktúrájának összefüggései. Közgazdasági Szemle, 11. 1048-1064. old.
- Bíró Péter – Molnár László (2004b): A kistérségi szintű relatív fejlettség meghatározása. Területi Statisztika 6. 564-585. old.
- Bódi Ferenc – Obádovics Csilla – Mokos Béla (1999): Adózás, jövedelemkülönbségek Magyarországon. Területi Statisztika, 2. 131-147. old.
- Boudeville, Jacques-Richard (1966): Problems of Regional Economic Planning. Edinburgh University Press, Edinburgh.

- Bruckner Józsefné – Gether Istvánné (2003): A területi GDP-számítás helyzete, fejlesztési feladatai. *Területi Statisztika*, 4. 323-332. old.
- Canova, Fabio (2001): Testing for Convergence Clubs in Income-per-capita: A Predictive Density Approach. HWWA Discussion Paper 139, Hamburg
- Czirfusz Márton (2007): Struktúrák regionális egyenlőtlenségei. *Tér és Társadalom*, 1. 69-83. old.
- Csatári Bálint (1996): A magyarországi kistérségek néhány jellegzetessége. MTA RKK, Kecskemét. 32 old.
- Csatári Bálint (2000): Kísérlet a magyarországi kistérségek komplex fejlődési típusainak meghatározására. In: Dövényi Zoltán (szerk.): *Alföld és nagyvilág. Tanulmányok Tóth Józsefnek*. MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Bp. 151–168. old.
- Cséfalvai Zoltán (1995): Hátszín nélkül? A magyar gazdaság területi átrendeződése 1989–1993. In: *Rendszerváltás és stabilizáció. Az átmenet trendjei I.* Magyar Trendkutató Központ, Bp. 29-53. old.
- Davis, Kingsley – Moore, Wilbert (1945): Some Principles of Stratification. *American Sociological Review*, 2. 242-249. old.
- Dobosi Emília (2003): A komplex regionális fejlettség matematikai-statisztikai elemzése. *Területi Statisztika* 1. 15-33. old.
- Dusek Tamás (2004): A területi elemzések alapjai. (Regionális Tudományi Tanulmányok 10.) ELTE TTK Regionális Földrajzi Tanszék, Bp. 245 old.
- Dusek Tamás (2005): A kistérségek jövedelmi helyzetének alakulása 1988 és 2003 között: a változás típusai. In: Rechnitzer János (szerk.): *Átalakulási folyamatok Közép-Európában*. SZE MTDI Évkönyv 2005. 265-277. old.
- ECOSTAT (2003): A regionális fejlődés Magyarországon (régiók, megyék, kistérségek). ECOSTAT Mikroszkóp, különszám, 2003. február 27.
- Enyedi György (1987): *Tér és társadalom*. Janus, tél. 1-10. old.
- Enyedi György (1996): Regionális folyamatok Magyarországon az átmenet időszakában. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, Bp. 138 old.
- Enyedi György (1997): A területfejlesztési politika dilemmái. "Kritika" 7. pp. 12-15.
- Enyedi György (2004): Regionális folyamatok a poszt szocialista Magyarországon. *Magyar Tudomány*, 9. 935-943. old.
- Faluvégi Albert (2000): A magyar kistérségek fejlettségi különbségei. *Területi Statisztika* 4. 319-346. old.
- Faluvégi Albert (2004): Kistérségeink helyzete az EU küszöbén. *Területi Statisztika* 5. 434-458. old.
- Faluvégi Albert (2005): A társadalmi-gazdasági jellemzők területi alakulása az átmenet időszakában az új évezred küszöbén. In: Fazekas Károly (szerk.) *A hely és a fej. Munkapiac és regionalitás Magyarországon*. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp. 9–46. old.
- Farkasházi Lászlóné – Hüttl Antónia (1996): Regionális számlák Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 8-9. 680-693. old.

- Fazekas Károly (2005): A hazai és a külföldi tulajdonú vállalkozások területi koncentrációjának hatása a foglalkoztatás és a munkanélküliség területi különbségeire. In: Fazekas Károly (szerk.) A hely és a fej. Munkapiac és regionalitás Magyarországon. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp. 9–46. old.
- Ferge Zsuzsa (1969): Társadalmunk rétegződése. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Bp.
- Ferge Zsuzsa (2002): Struktúra és egyenlőtlenségek a régi államszocializmusban és az újkapitalizmusban. Szociológiai Szemle 4. 9-33. old.
- G. Fekete Éva: A társadalmi rehabilitáció alapkérdése: gazdasági és társadalmi struktúra együttes változtatása. – Juss, 4. 1991. 2. 52–57. p.
- Gábel Katalin – Hüttl Antónia (1996) Regionális számlák az Európai Unióban. Statisztikai Szemle, 7. 576-590. old.
- GfK (2006): Hévíz a leggazdagabb vidéki település. <http://www.gfk.hu/sajtokoz/fr3.htm>
- Giddens, Anthony (1994): Time, Space and Regionalization. In: Derek Gregory – John Urry (szerk.): Social Relations and Spatial Structures. Macmillan, London, 143-166. old.
- Giddens, Anthony (1995): Szociológia. Osiris Kiadó, Bp.
- GKI (2004): A Balaton-térség nemzetgazdasági-szintű jövedelemtermelő képességének vizsgálata. GKI Gazdaságkutató Intézet. Kézirat.
- Győri Róbert (2006): Bécs kapujában. Területi fejlettségi különbségek a Kisalföld déli részén a XX. század elején. Korall 24-25 (június). 231-250. old.
- Hahn Csaba (2004): A térségi fejlődést befolyásoló tényezők Magyarországon. Területi Statisztika 6.
- Hajdú Imre (2005): Kapitány a magyar vegyipar „zászlóshajóján”. In: Ésik Sándor (szerk.): Általuk híres e föld. In-Forma Kiadó, Nyíregyháza. 152-155. old.
- Hamilton, F.E. Ian (1999): A globalizáció és a lokális gazdasági fejlődés. In: Nemes Nagy József (szerk.): Helyek, terek, régiók. (Regionális Tudományi Tanulmányok 4.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék, Bp. 87-101. old.
- Harvey, David (1982): The limits to capital. University of Chicago Press, Chicago.
- Henley, Andrew (2003): On Regional Growth Convergence in Great Britain. SMBA Research Papers No. 2003-3. University of Wales, Aberystwyth. 53 old.
- Hofer, H. Wörgötter, A. (1997): Regional per capita income convergence in Austria. Regional Studies, 8. 57-69. old.
- Hrubí László (2000): A gazdasági térszerkezet változásai Magyarországon. In: Horváth Gyula – Rechnitzer János (szerk.): Magyarország területi szerkezete és folyamatai az ezredfordulón. MTA RKK, Pécs. 237-264. old.
- Illés Dóra (2005): Az ESPON program első befejezett projektje: a városi területeknek, mint a policentrikus fejlődés csomópontjainak szerepe és speciális helyzete (2002-2006). Falu Város Régió 3-4. 106-109. old.
- Illés Iván (2002) Területfejlesztés Magyarországon a XX. században. Kézirat, Bp. 247 old.
- Jakobi Ákos (1999): Az anyagi jólét becsült kistérségi egyenlőtlenségei. In: A táj és az ember geográfus szemmel. Geográfus Doktoranduszok IV. Országos Konferenciája elektronikus kiadványa, Szeged, 1999.

Jakobi Ákos (2004): Kísérletek a hazai területi egyenlőtlenségek előrejelzésére. In: Nemes Nagy József (szerk.): Térségi és települési növekedési pályák Magyarországon. (Regionális Tudományi Tanulmányok 9.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 107-124. old.

Jakobi Ákos – Kiss János Péter (2003): A lakossági jövedelmek kistérségi becslése. In: Nemes Nagy József (szerk.): *Kistérségi mozaik*. (Regionális tudományi tanulmányok 8.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 55-86. old.

Jánossy Ferenc (1963): A gazdasági fejlettség mérhetősége és új mérési módszere. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Bp.

Józan Péter (1996): A halálozási statisztika adatforrásai. In: Klinger András (főszerk.): Demográfia. KSH, Bp. 247-290. old-

Kenyeres László – Keszthelyiné Rédei Mária (2006): A 2005. évi lakossági jövedelemfelvétel összefoglaló adatai. KSH, Bp.

Kertesi Gábor – Köllő János (2004): A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei. Közgazdasági Szemle 4. 293-324. old.

Keszthelyiné Rédei Mária (2006): A jövedelmi felvétel módszertana. A 2005. évi mikrocenzushoz kapcsolt „C” jövedelmi felvétel lépéseiről. KSH, Bp.

Kiss János (1998): Az ágazati gazdaság szerkezet szerepe a regionális differenciálódásban. In: Tér és Társadalom 1-2. 138-162. old.

Kiss János Péter (2001): Dinamika az elmaradottságban? Szabolcs-Szatmár-Bereg megye és Nyíregyháza fejlődése az 1990-es években. In.: Maarten Keune – Nemes Nagy József (szerk.): Helyi fejlődés, intézmények és konfliktusok a magyarországi átmenetben. (Regionális Tudományi Tanulmányok 5.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék, Bp. 125-149. old.

Kiss János Péter (2001b): Industrial Mass-Production and Regional Differentiation in Hungary. In: European Urban and Regional Studies 4. 321-328. old.

Kiss János Péter (2003): A kistérségek 2000. évi GDP-jének becslése. In: Nemes Nagy József (szerk.): *Kistérségi mozaik*. (Regionális tudományi tanulmányok 8.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 39-54. old.

Kiss János Péter (2003b): Az alföldi városok fejlődésének adottságai az 1990-es évek új feltételrendszerében. In: Timár Judit – Velkey Gábor (szerk.): Várossiker alföldi nézőpontból. MTA Regionális Kutatások Központja Alföldi Tudományos Intézet – MTA Társadalomkutató Központ, Békéscsaba–Budapest 39-54. old.

Kiss János Péter (2004): Az Alföld fejlődési esélyeiről – egy évtized kutatásai tükrében. In: Nemes Nagy József (szerk.): Térségi és települési növekedési pályák Magyarországon. (Regionális tudományi tanulmányok 9.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 91-106. old.

Kiss János Péter – Lócsei Hajnalka (2005): 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. 83-142. old.

- Kiss János Péter – Németh Nándor (2006): Fejlettség és egyenlőtlenségek. Magyarország megyéinek és kistérségeinek esete. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek (BWP) 8. MTA Közgazdaságtudományi Intézet – Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszék, Bp.
- Kolosi Tamás (1987): Tagolt társadalom. Gondolat Kiadó, Bp. 356 old.
- Kolosi Tamás (2000): A terhes babapiskóta. Osiris Kiadó, Bp. 238 old.
- Kovács Csaba (1993): A települési és térségi jövedelemegyenlőtlenségek az adóköteles jövedelmek és a nyugdíjak alapján. In: Enyedi György (szerk.) Társadalmi–területi egyenlőtlenségek Magyarországon. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Bp. 359-383. old.
- Kovács Csaba (1996): Térbeli jövedelmi viszonyok Magyarországon 1994-ben. Kézirat. KSH Gazdaságelemzési és Informatikai Intézet, Bp.
- Kovács Tibor (2002): A területi fejlettségi különbségek alakulása Magyarországon, Területi Statisztika 6. 506-517. old.
- Kovács Zoltán (2004): Társadalmi-gazdasági átalakulás és területi differenciálódás Magyarországon. Földrajzi Értesítő 1-2. 33-49. old.
- Krugman, Paul – Venables, Anthony J. (1995): Globalization and the inequality of nations. The Quarterly Journal of Economics, 110.
- KSH (2005): Háztartás-statisztikai Évkönyv 2003. KSH, Bp.
- Kuznets, Simon (1955): Economic Growth and Income Inequality. The American Economic Review, 1. 1-28. old.
- Lackner László (1979): Barangolás Zalában. Zalaegerszeg, k. n. 135 old.
- Laki László (2007): A „krízishelyzetű” kistérségek. A falu, XXII. évf., tavasz. 13-24. old.
- Lengyel Imre (2000): A regionális versenyképesség tényezői, különös tekintettel a Dél-Alföldre. In: Lengyel Imre – Farkas Beáta (szerk.): Versenyképesség – regionális versenyképesség. JATEPress, Szeged, 2000. 39-57. old.
- Lengyel Imre (2000b): A regionális versenyképességről. Közgazdasági Szemle, december. 962–987. old.)
- Lengyel Imre – Rechnitzer János (2004): Regionális gazdaságtan. Dialóg Campus Kiadó, Budapest-Pécs.
- Lenski, Gerhard (1954): Status Crystallization: A non-vertical Dimension of Social Status. American Sociological Review, 19.
- Lettrich Edit (1965): Urbanizálódás Magyarországon. (Földrajzi Tanulmányok 5.) Akadémiai Kiadó, Bp. 83 old.
- Lőcsei Hajnalka (2002) A hazai kistérségek belső tagoltsága. In: Nemes Nagy József (szerk.): A regionális földrajzi tanszék jubileuma. (Regionális tudományi tanulmányok 7.) 85-107. old.
- Lőcsei Hajnalka – Németh Nándor (2006): A Balaton Régió gazdasági ereje. Comitatus 7–8., 7-22. old.)
- Lőrincz Sándor (1996): Iparfejlesztési eredmények Székesfehérváron. Ipari Szemle 4. 43-45. old.
- Lukovics Miklós (2007): A lokális térségek versenyképességének elemzése. Doktori disszertáció tézisei. SZTE, Szeged.

- Major Klára (2001): A nemzetközi jövedelemegyenlőtlenség dinamikája. PhD értekezés. Kézirat. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, Bp.
- Major Klára – Nemes Nagy József (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években. Statisztikai Szemle 6. 397-421. old.
- Massey, Doreen – Meegan, Richard (1982): The anatomy of job loss. Methuen, London.
- Mendöl Tibor (1963): Általános településföldrajz. Akadémiai Kiadó, Bp.
- Moksony Ferenc (1999): Gondolatok és adatok. Társadalomtudományi elméletek empirikus ellenőrzése. Osiris, Bp.
- Myrdal, Gunnar (1957): Economic theory and underdeveloped regions. Duckworth & Co., London.
- Nagy Gábor (2002): Oldódtak-e az öröklött területi különbségek a rendszerváltás évtizedében? In: Abonyiné Palotás Jolán – Becsei József – Kovács Csaba (szerk.): A magyar társadalomföldrajzi kutatás gondolatvilága. Ipszilon Kiadó, Szeged, 2002. 211-225. old.
- Nagy Gábor (2007): Divergencia vagy konvergencia – az átmenet gazdasági térfolyamatainak mérlege földrajzos szemmel. Tér és Társadalom 1. 37-51. old.
- Nemes Nagy József (1987): A regionális gazdasági fejlődés összehasonlító vizsgálata, Akadémiai Kiadó, Bp. 218 old.
- Nemes Nagy József (1995): A GDP regionális számbavétele. In: Probáld Ferenc (szerk.): Pro Geographia Humana. ELTE Eötvös Kiadó, Bp., 99-118. old.
- Nemes Nagy József (1999): Hol laknak a gazdagok? In: Tésits Róbert – Tóth József (szerk.): A társadalmi minimumtól a jólétig. Tanulmányok Vuics Tibor 60. születésnapjára. JPTE University Press, Pécs, 1999. 11-21. old.
- Nemes Nagy József (2003): A regionális tudomány dualitása és paradigmái – hazai tükröben. Tér és Társadalom 1. 1–17. old.
- Nemes Nagy József (2005): Fordulatra várva – a regionális egyenlőtlenségek hullámai. In: Dövényi Zoltán – Schweitzer Ferenc: A földrajz dimenziói. MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Bp. 141-158. old..
- Nemes Nagy József (2006): A regionális fejlettségi tagoltság keresztmetszeti összehasonlítása. In: Győri Róbert–Hajdú Zoltán (szerk.): Kárpát-medence: Települések, tájak, régiók, térstruktúrák. MTA Regionális Kutatások Központja–Dialog Campus Kiadó, Pécs–Budapest. 192-213. old.
- Nemes Nagy József (2007): Kvantitatív társadalmi térelemzési eszközök a mai regionális tudományban. Tér és Társadalom 1. 1-19. old.
- Nemes Nagy József szerk. (2005): Regionális elemzési módszerek. (Regionális Tudományi Tanulmányok 11.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp.
- Nemes Nagy József – Jakobi Ákos – Németh Nándor (2001): A jövedelemegyenlőtlenségek térségi és településszerkezeti összetevői. Statisztikai Szemle 10-11. 862-885. old.
- Nemes Nagy József – Németh Nándor (2005): Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői. In: Fazekas Károly (szerk.): A hely és a fej. Munkapiac és regionalitás Magyarországon. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp. 75-137. old.

- Németh Nándor (2003): A kistérségi tagoltság regresszióelemzése. Nemes Nagy József (szerk.): *Kistérségi mozaik*. (Regionális tudományi tanulmányok 8.) ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Bp. 107-128. old.
- Obádovics Csilla – Kulcsár László (2003): A vidéki népesség humánindexének alakulása Magyarországon. In: *Területi Statisztika* 4. 303-322. old.
- Quah, Danny T. (1996): Regional Convergence Clusters Accross Europe. *European Economic Review*, Vol. 37. 426-434. old.
- Persson, J. (1997). Convergence across the swedish counties. *European Economic Review*, 41. 951-958. old.
- Rechnitzer János (1988): Kísérlet a helyi szintű jövedelem termelésének és változásának számbavételére. In: *Ideológiai, politikai tanulmányok*. MTA RKK, Pécs, 56-62. old.
- Rechnitzer János (1993): Szétszakadás vagy felzárkózás. MTA RKK, Győr.
- Rechnitzer János – Smahó Melinda (2005): A humán erőforrások regionális sajátosságai az átmenetben. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Bp.
- Rédei Mária (1985): A shift-share analízis szakirodalmi áttekintése és alkalmazási lehetőségei a demográfiában. (Demográfiai Módszertani Füzetek 2.) KSH Népességtudományi Kutatóintézet, Bp. 67 old.
- Romer, Peter (1994): The origins of endogenous growth. *Journal of Economic Perspectives* 8. 3-22. old.
- Ruttkay Éva (1997): Területi és települési különbségek a lakossági jövedelmekben. *Pénzügyi Szemle* 9. 689-702. old.
- Sala-y-Martin, Xavier (1996). Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 6:1325-1352. old.
- Sárfalvi Béla (1965): A foglalkozási átrétegződés történelmi és földrajzi típusai Európában. *Földrajzi Közlemények* 1. 19-39. old.
- Solow, Robert M. (1956): A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70. 65-94. old.
- Stearns, J. (2001): Down with the GDP! <http://www.thespleen.com>
- Storper, Michael–Walker, Richard (1989): The capitalist imperative: territory, technology and industrial growth. Blackwell, Oxford.
- Szabó Pál (2006): Régió és térszerkezet az Európai Unióban. Doktori (Ph.D.) értékezés. ELTE TTK Regionális Földrajzi Tanszék, Bp. Kézirat, 164 old.
- Szabó Sándorné (1996): Becslés a „valódi” jövedelemszintre és -szóródásra. *Statisztikai Szemle* 2. 126-133. old.
- Székelyi Mária – Barna Ildikó (2002): Túlélőkészlet az SPSS-hez. Typotex Kiadó, Bp.
- Tobler, Waldo (1970): Computer Model Stimulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, 2. 234-240. old.
- Tóth Géza (2005): Az autópályák szerepe a regionális folyamatokban. KSH, Bp. 128. old.
- Tóth István György (2003): Jövedelemegyenlőtlenségek – tényleg növekszenek, vagy csak úgy látjuk? *Közgazdasági Szemle* 3. 209-234. old.

Tóth István György (2005): Jövedelemeloszlás a gazdasági rendszerváltástól az uniós csatlakozásig. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó, Bp.

Williamson, Jeffrey G. (1965): 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). Supplement. 84 old.

Zsúgyel János (2007): A magyarországi kistérségek jövedelemtermelő és finanszírozó képességének alakulása 1996 és 2003 között. Területi Statisztika 2. 170-185. old.

Melléklet