

TERÜLETI JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK A KILENCVENES ÉVEKBEN*

MAJOR KLÁRA – NEMES NAGY JÓZSEF

A magyarországi rendszerváltozás, a piacgazdasági átmenet átfogó folyamatainak egyik leglátványosabb eleme a térségi, regionális egyenlőtlenségek növekedése. A formálódó új térszerkezetet és az ezt alakító folyamatokat számos indikátor tükrében tárta fel máig a hazai regionális kutatás. (A „válságindikátorok” közül említhetjük a munkanélküliség markáns Kelet–Nyugat tagoltságát, míg a „dinamikahordozó” elemeket leginkább a külföldi tőkebefektetések főváros–vidék, Nyugat–Kelet tagoltsága reprezentálhatja).

Tanulmányunkban a lakossági jövedelmek térségi és települési egyenlőtlenségeit vizsgáljuk. Célunk nem a jövedelmi térszerkezet (a magas, illetve alacsony jövedelmű térségek elhelyezkedésének) leíró bemutatása, hanem az egyenlőtlenségvizsgálatoknak mintegy a „második” fázisára koncentrálnunk: különböző egyenlőtlenségi indexek segítségével az egyenlőtlenségek időbeli változásának irányzatait próbáljuk feltárni. Az első közelítésre, a miénkkel megegyező 1996. évi alapadatbázis egészen friss, színvonalas elemzése említhető példaként [2].

Mindebből következően munkánknak erőteljes a módszertani karaktere kettős értelemben is. Egyrészt a jövedelemegyenlőtlenségeket nem valamely kiemelt térségi–települési aggregációban (például a leggyakrabban használt megyei szinten) elemezzük, hanem többfajta térségi és települési csoportosításban vizsgálódunk, másrészt nem egyetlen kiemelt egyenlőtlenségi indexet (például a leggyakrabban használt relatív szórás mutatóját) számítottunk, hanem többfajta mérőszám alapján kontrolláljuk a folyamatokat. Ez a kettős szempont tudatos választás, hiszen a területi és általában a társadalmi egyenlőtlenségrendszer elemzése során gyakorta épp az vezet fel nem oldható vitákhoz, eltérő következtetésekhez, hogy különböző szerzők különböző aggregációkban és különböző egyenlőtlenségi mutatókkal végeznek számításokat, amelyek eredményei emiatt gyakran nem vethetők össze. Meggyőződésünk, hogy bármely társadalmi alrendszer egyenlőtlenségi viszonyairól (a kiegyenlítettég–differenciáltság duálról) vagy egy időszakot jellemző tendenciákról (kiegyenlítődési vagy differenciálódási tendencia) határozott véleményt csak épp ezen kettős megközelítés bázisán alkothatunk, hiszen nemcsak elméletileg, hanem tényszerűen is előfordulhat, hogy a különböző aggregációk és mutatók eltérő össze-

* A tanulmány a szerzőknek a „Magyarország az ezredfordulón” (MTA Stratégiai Kutatások III./1/A) „A területi egyenlőtlenségrendszer vizsgálata” c. alprogramja keretében 1997–1998-ban végzett kutatásai eredményeire épül.

függéseket tárnak fel. Anélkül, hogy a kutatás eredményeit már itt megelőlegeznénk, esetünkben annak a hipotézisnek az ellenőrzéséről van szó, hogy a kilencvenes évek területi folyamatait közfelfogásként jellemző – a bevezetőben is említett – differenciálódási tendencia vajon a lakossági jövedelmek tükrében meggyőzően igazolható-e, vagy csak egyes térségi szintekre és mutatószámokra igaz.

INFORMÁCIÓS BÁZIS ÉS MÓDSZER

A jövedelem az egyik legérzékenyebb társadalmi jelzőszám. Számbavétele, feltárása mindenütt nehéz, teljeskörűen lehetetlen. (A jövedelem-számbavételek problematikájának részletező elemzése nem tárgya e tanulmánynak.) Ma hazánkban a jövedelmek eloszlásáról, benne a területi (a megyék közötti) egyenlőtlenségekről egyrészt a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) reprezentatív jövedelemfelvételeiből (a legutóbbi az 1995-ös évre vonatkozik), valamint – települési szintről indulva – jóval részletesebb bontásban, ugyanakkor tartalmát tekintve jóval szűkebb jövedelmkörre kiterjedően a Pénzügyminisztérium (PM) és az Adó- és Pénzügyi Ellenőrzési Hivatal (APEH) nem publikált településsoros adataiból nyerhetünk képet [11]. A tanulmány alapvetően ez utóbbi adatbázisra épít, amely a személyi jövedelemadó bevallásokban szereplő adóköteles jövedelmek nagyságáról és eloszlásáról ad információt. A rendelkezésre álló adatok alapján az elemzhető időszak az 1988 és 1996 közötti periódus. (A személyi jövedelemadóról, annak kiemelt önkormányzati finanszírozási szerepe következtében, az éves költségvetési törvények önkormányzati mellékleteiben évek óta közread településsoros információkat a *Magyar Közlöny*.) Kiforrott jövedelem-számbavételi eljárások híján a teljes jövedelem területi és települési becslésének lehetséges módszerei jelenleg is kutatások tárgyát képezik [6],[7].

A KSH jövedelemfelvétele az 1996-os mikrocenzushoz kapcsolódó 2 százalékos mintán került lebonyolításra, s bár a válaszmegtagadás épp a vélhetően legmagasabb jövedelműek és a fővárosban lakók esetében volt a legnagyobb arányú, a felvétel eredményei a nagyobb társadalmi csoportok, a fő háztartástípusok, illetve a megyék szintjén meglévő jövedelmi egyenlőtlenségeket jól tükrözik. Ennél alacsonyabb térségi szinten azonban a jövedelemfelvétel eredményei nem reprezentatívak, azaz a kistérségi és a települési tagozódás elemzésére nem használhatók. A KSH jövedelemfelvételeiben számba vett összes jövedelem magába foglalja a munkaviszonyból, a vállalkozásból és a mezőgazdasági kistermelésből származó jövedelmeket éppúgy, mint a pénzbeni társadalmi juttatásokat, amelyeknek a nyugdíj, a családi pótlék (és a kilencvenes években) a munkanélküli segély a legfontosabb eleme, s mindez kiegészül az egyéb forrásokból származó bevételekkel. Ezzel szemben az adóköteles jövedelmek – a hazai adórendszer ismert sajátosságai miatt – lényegében a munkaviszonyból származó jövedelmek területi arányait tükrözik vissza, szintjükben csak alig játszanak szerepet a vállalkozói jövedelmek. Átfogó jellemzője a vizsgált időszaknak, hogy a jövedelmek reálértéke 1987 és 1995 között minden térségben (a KSH adatai szerint országosan 37, a fővárosban 31, a vidéki városokban 38, a községekben 40 százalékkal) csökkent.

Ha a KSH jövedelemfelvételeiből – egyéni szinten – számított egyenlőtlenségi mutatókat vizsgáljuk (lásd az 1. táblát), egyértelmű tendenciaként tárul elénk a társadalmi méretű jövedelemegyenlőtlenségek növekedése az elmúlt másfél évtizedben.

1. tábla

A jövedelemegyenlőtlenségek növekedése

Egyenlőtlenségi mutató	1982.	1987.	1995.
	évben		
A felső és alsó tized átlagjövedelmének aránya	3,8	4,6	7,5
Éltető–Frigyes-index	1,82	1,99	2,36
Robin Hood-index	14,9	17,0	21,0

Forrás: [5].

Tanulmányunk az egy állandó lakosra jutó adóköteles jövedelmek területi egyenlőtlenségeit a következő térségi és települési aggregációkban vizsgálja:

– *települési szinten* (a vizsgálati periódusban több változás is történt az ország településeinek sorában, néhányat összevontak, mások szétváltak, újak jöttek létre, emiatt az adatbázisban szereplő települések száma a különböző években eltérhetett egymástól);

– *kistérségi szinten* (itt a KSH térfelosztását használtuk fel, amely az ország területét 150 kistérségre osztja, ezek a területegységek jellemzően egy vagy két várost mint központi települést és a környéküket jelentik);

– *a megyék szintjén és a megyéken belül*;

– *régiók szintjén* (az országot a hét nagy ún. tervezési–statisztikai régióra bontva) a régiók között és azokon belül.

Megvizsgáltuk továbbá, hogy a településnagyság, illetve jogállás (község, város, megyeszékhely, főváros) mennyiben külön tényezője a jövedelmek különbözőségének

– *települési jogállás* szerint négy csoportba soroltuk be a településeket, és vizsgáltuk az egyes csoportok közötti jövedelmi különbségeket. Az egyes csoportokat a községek, a nem megyeszékhely városok, a megyeszékhelyek, a főváros alkották;

– *településnagyság* tekintetében 12 csoportot hoztunk létre, és ezekbe vontuk össze a településeket:

250 ezer főnél népesebb települések (ez gyakorlatilag a fővárost jelentette),
 100 ezer és 250 ezer fő közötti,
 50 ezer és 100 ezer fő közötti,
 30 ezer és 50 ezer fő közötti,
 20 ezer és 30 ezer fő közötti,
 10 ezer és 20 ezer fő közötti,
 5 ezer és 10 ezer fő közötti,
 3 ezer és 5 ezer fő közötti,
 1 ezer és 3 ezer fő közötti,
 500 – 1 000 fő közötti;
 200 – 500 fő közötti;
 200 fő alatti települések.

EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK

Az egyenlőtlenségek vizsgálata esetén az egyik első kérdésként merül fel, hogy azt relatív vagy abszolút értelemben határozzuk-e meg. Egy egyenlőtlenségi mutatót relatívnak nevezünk, ha a jövedelmek például megkétszereződése esetén a mutató értéke változatlan marad. Abszolút egy egyenlőtlenségi mutató, ha minden jövedelemnek egy adott, abszolút nagyságú növekedése esetén marad a mutató értéke változatlan. E két tulajdonság az egyenlőtlenség különböző koncepcióit fejezi ki. Jelen empirikus dolgozatban nem

kívánjuk elemezni azt a kérdést, hogy az egyenlőtlenséget mint problémát melyik megközelítés fejezi ki jobban, vagy esetleg adekvátabb-e valamelyik. Mindkét megközelítésnek meglehet a maga jogosultsága a vizsgált probléma jellegétől függően. Ezúttal a relatív különbségek vizsgálatára koncentrálnak és ennek érdekében relatív egyenlőtlenségi mutatókat fogunk számítani.

A jövedelmi egyenlőtlenségek mérésére számos mutatót dolgoztak ki. Ebben a dolgozatban a mutatók igen széles körét számítottuk ki, csökkentve ezáltal a következtetések levonásában megjelenő bizonytalanságot, amely az egyes egyenlőtlenségi koncepciókhoz köthető. A kutatás során számított egyenlőtlenségi mutatók:

- a relatív szórás;
- a Gini-koefficiens;
- a duál mutató (Éltető–Frigyes-index);
- a Hirschman–Herfindahl-index;
- a Hoover-index (Robin Hood-index);
- a redundancia (Theil-index), mely lényegében az entrópia fogalmából származik és az egyenlőtlenséget a rendezettség–rendezetlenség viszonylatában határozza meg;
- az egyenlőtlenség Dalton-mutatója;
- az Atkinson-mutató.

Ez utóbbi két mutató a jóléti társadalmi függvény koncepciójára épül, mely szerint a társadalom jólétét befolyásolja a jövedelemeloszlás szintje is. Matematikailag a társadalmi jólétet a jövedelemeloszlás lineáris funkcionáljaként lehet felírni. A koncepcióból származó egyenlőtlenségi mutatók különböző módon, de lényegében mind arra épülnek, hogy az adott jövedelemeloszlás mellett elért társadalmi jóléti szintet viszonyítják a maximálisan elérhető társadalmi jóléthez, s a különbséget leképezik a $[0, 1]$ intervallumra.

A mutatók számítása során felmerült módszertani kérdésként, hogy azok súlyozatlan, avagy súlyozott változatával számoljunk. Mindkét közelítés érdekes önmagában is, tartalmukban kissé különböző jövedelmi egyenlőtlenségekről számolnak be. Súlyozatlan mutatók esetén a számított egyenlőtlenségi mutató értelmezése során egy olyan sokaságból kell kiindulni, melyet úgy kaphatunk, hogy minden egyes települést, vagy településtípust (a vizsgálat tárgyától függően) annak egy-egy átlagos jövedelmű lakosával reprezentálunk, és az így kapott fiktív sokaságon belüli egyenlőtlenségeket számszerűsítjük. Súlyozott esetben minden egyes egységet a súly nagyságának megfelelő számú, a település átlagjövedelmével rendelkező lakosból álló fiktív sokaság ad ki. A súlytényező itt a kérdés természetének megfelelően az adott térség, illetve település csoport népességét jelentette.

A továbbiakban részletesen kifejtjük az egyes egyenlőtlenségi mutatókat és koncepcióikat (jelentős részben támaszkodva az [1], [4] és [10] munkákra), majd bemutatjuk a számítási eredményeket.

A *relatív szórás* az egyik leggyakrabban használt mutató, mellyel valamely jellemző sokasági szóródásának mértékét tudjuk jellemezni. Képletben egyszerűen a szórás és az átlag hányadosa, vagyis

$$\text{Relatív szórás} = \frac{1}{\bar{y}} \sqrt{\frac{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}{n}},$$

ahol \bar{y} jelöli az empirikus jövedelmi értékek átlagát. A mutató az átlag százalékában adja meg a jövedelmek szóródásának mértékét, értékészlete a pozitív számok halmaza, nagyobb érték nagyobb szóródást, vagyis dolgozatunk terminológiájában nagyobb egyenlőtlenséget jelent. A szórás az átlagtól való eltérések négyzeteinek átlaga; így a relatív szórás által kifejezett egyenlőtlenségi koncepció azt mutatja meg, hogy átlagosan mennyire térnek el az adatok az átlagtól.

Gini-együtthető. Az egységnyi oldalú négyzet átlója, tengelyeken felmérve a kumulált sokaságot (százalékban), illetve a kumulált jövedelmeket (szintén százalékban), az egyenletes eloszlást jeleníti meg. A Lorenz-görbe a tényleges jövedelemeloszlást írja le az említett négyzetben, amennyiben a vizsgált sokaság adott legszegényebb hányadához hozzárendeli az általuk birtokolt jövedelmet. Látható, hogy ez a görbe, miközben összeköti az origót a négyzet felső csúcsával, mindvégig az átló alatt marad. A Gini-együtthető a Lorenz-görbe és az átló közötti területtel arányos. A konkrét számításokhoz az [4] alapján a Gini-együtthető következő formáját használtuk fel:

$$\text{Gini-együtthető} = \frac{1}{2\bar{y}n^2} \sum_i \sum_j |y_i - y_j|.$$

Értékkészlete a $[0, 1]$ intervallum. A 0 értéket akkor veszi fel, ha a Lorenz-görbe éppen egybeesik az átlóval, ami azt jelenti, hogy a vizsgált sokaságban a jövedelemeloszlás egyenletes, s ilyenkor nincsenek egyenlőtlenségek. Másik szélső értékét akkor veszi fel, ha az összes jövedelem egy kézben összpontosul, ilyenkor a Lorenz-görbe lényegében a vízszintes tengellyel azonos. Empirikusan érdekes esetekben a mutató valamely köztes értéket vesz fel, nagyobb érték nagyobb egyenlőtlenséget fejez ki.

A *duál mutató (Éltető–Frigyes-index)* az átlag feletti és az átlag alatti jövedelmek átlagának hányadosa: y_m/y_a , ahol y_m jelöli az átlag feletti jövedelmek átlagát és y_a az átlagos jövedelem alatti jövedelmek átlagát. Ha a mutató értéke 1-nél nagyobb valós szám, akkor azt a jövedelmi rést mutatja meg, amely az átlagosnál jobb „átlagos”, és az átlagosnál rosszabb „átlagos” jövedelmű egyének jövedelmi szintjeiben fennáll.

Hirschman–Herfindahl-index. Jövedelmi egyenlőtlenségek vizsgálatának egyik lehetséges útja azok koncentrációjának számszerűsítése.¹ Ebben az esetben az egyes jövedelemrészeseledések megoszlását vizsgáljuk. Az /1/ képlettel kifejezett mutató értékészlete a $[1/n, 1]$ intervallum (ahol n a jövedelemmel rendelkezők száma):

$$\text{Hirschman–Herfindahl-index} = \frac{\sum \left(\frac{y_i}{\sum y_i} \right)^2}{1}. \quad /1/$$

A mutató maximális értékét akkor veszi fel, ha az összes jövedelem egy kézben koncentrálódik, minimális értékét akkor, ha egyenletesen oszlik el a vizsgált sokaságban.

Mivel a mutató minimális értéke függ a vizsgált sokaság létszámától, ezért a települési szintű egyenlőtlenségek vizsgálatánál a Hirschman–Herfindahl-mutató értékészlete (3000 településsel számolva) körülbelül $[0,0003, 1]$, míg a négy főbb településtípus esetében, ahol mindössze a négy kategória egy főre jutó jövedelmeinek koncentrációját ha-

¹ A Hirschman–Herfindahl-indexet, mely a jövedelmi részeseledések koncentrációját méri, koncentrációs mutatóknak is szokás nevezni.

sonlítjuk össze, a mutató értékkészlete $[0,25, 1]$. A koncentrációs mutató által felvett értékeket ily módon jelentősen különböző számú megfigyelési egység esetén nem lehet összehasonlítani.

A *Hoover-mutató (Robin Hood-index)* két numerikus jellemző eloszlásának különbségét méri. Jelen esetben az összjövedelem és a népesség eloszlásának különbségét célszerű vizsgálni. A mutatót a következő kifejezés adja meg:

$$\text{Hoover-mutató} = \frac{1}{2} \sum |x_i - f_i|,$$

ahol x jelöli az egyes települések, településtípusok összjövedelmét és f a település népességét. A mutató ezért lesz az egy főre jutó jövedelem területi megoszlásában rejlő egyenlőtlenségek mutatója: számszerű értékét az határozza meg, hogy mennyiben tér el a jövedelmek és a népesség területi megoszlásának struktúrája. A mutató értéke azt mutatja meg, hogy a jövedelem hány százalékát kellene átcsoportosítani ahhoz, hogy (területi) megoszlása megegyezzen a népességével, azaz az egy főre jutó jövedelem egyenletes megoszlású legyen.

A *redundancia mutatója (Theil-index)* az entrópia koncepciójára épül és az összjövedelemből való részesedések „rendezetlenségét” méri. A mutató értékét [4] alapján a következő képlet szerint számítottuk:

$$\text{Redundancia mutató} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right).$$

A logaritmus alapja szerint különböző indexeket lehet számítani. A leggyakrabban a 2,3 illetve a természetes alapú logaritmusokat használják, így mi is azokat számítottuk.

A mutató értékkészlete a $[0, \log(n)]$ intervallum. Minimális értékét akkor veszi fel, ha minden jövedelmi érték azonos, maximumát pedig akkor, ha a jövedelmeket egy kézben monopolizálják.

A *Atkinson egyenlőtlenségi mutatója* a társadalmi jóléti függvény koncepciójára épül. Az elmélet szerint a társadalmi jólét a jövedelemeloszlás alábbi lineáris funkcionáljával adható meg:

$$W(F) = \int u(y) dF(y), \quad /2/$$

ahol F a jövedelem eloszlásfüggvénye, u pedig az ún. „hasznossági függvény”. A társadalmi jólét értékét az \tilde{F} empirikus eloszlásfüggvényből a következő formula alapján lehet számítani:

$$W(\tilde{F}) = \frac{1}{n} \sum_i u(y_i).$$

A társadalmi jóléti függvény /2/ szerinti specifikációja, illetve e képlet szerinti számítási módja alapján a társadalmi jólét az egyes egyének jövedelemből származó hasznosságainak egyszerű számtani átlaga. Ez kettős értelemben is restriktív: egyrészt minden személyt ugyanaz a hasznossági függvény jellemez, másrészt a jövedelemből származó hasznosság csak a jövedelem abszolút szintjétől függ, viszont semmilyen kapcsolatban

sincs a társadalom többi tagja által birtokolt jövedelemmel, illetve nem függ a jövedelemeloszlásban elfoglalt pozíciótól sem. (A társadalmi jóléti függvény tárgyalását [3]-ban találjuk meg. A társadalmi jóléti függvény következőkben kifejtett tulajdonságainak megfontolása során szem előtt kell tartanunk az előbb említett tulajdonságokat.)

A koncepció alapján a társadalom jóléte függ a jövedelemeloszlástól is, és hogy pontosan milyen módon, azt határozza meg a hasznossági függvény. Különböző hasznossági függvények esetén ugyanaz a jövedelemeloszlás egészen különböző egyenlőtlenségi szinteket jelenthet, ezért a kérdés megválaszolása során az u függvény megválasztásában gondosan kell eljárni. A hasznossági függvény konkrét specifikációja nélkül ezért ezeket a mutatókat nem lehet számszerűsíteni. Ugyanakkor bizonyos összefüggéseket általánosan, néhány feltevés alapján is be lehet látni. A társadalmi jóléti koncepcióban szereplő hasznossági függvényről a következő feltevésekkel szoktunk élni:

- monoton növekedő, azaz nagyobb jövedelemszint magasabb hasznosságot jelent; e szerint, ha a társadalom egy tagjának nő a jövedelme, az a többiek változatlan jövedelemszintje mellett növeli a társadalom jólétét;
- (szigorúan) konkáv, azaz nagyobb jövedelemszinten bekövetkező jövedelemnövekedés kevésbé növeli a hasznosságot, mint az alacsonyabb szinten bekövetkező ugyanolyan nagyságú jövedelemnövekedés; ez azt jelenti az előbbi példánál maradva, hogy mennyivel nő a társadalom jóléte, az nem csak attól függ, hogy mennyivel nő a társadalom egy tagjának a jövedelme (míg a többieké változatlan), de attól is, hogy az az egyén korábban milyen színvonalú jövedelemmel rendelkezett: nagyobb jövedelmű egyén gyarapodása kevésbé növeli a jólétet, mint egy kevésbé vagyonos egyén ugyanolyan értékű jövedelmi változása.

E két feltevéssel az alábbi egyenlőtlenségi mutatót lehet definiálni a társadalmi jóléti koncepciót felhasználva.

A társadalmi jóléti koncepcióból egyenlőtlenségi mutató kialakításának atkinsoni útja az ún. egyenletes eloszlással ekvivalens jövedelemszint definálásán keresztül lehetséges. Ennek során azt a jövedelemszintet keressük, melynek egyenletes eloszlása a társadalomban ugyanazt a társadalmi jólétet eredményezné, mint a jelenlegi eloszlás és a jelenlegi átlagjövedelem. Azaz, ha F_{EDE}^* jelöli az „egyenletes eloszlás” eloszlásfüggvényét y_{EDE} jövedelemszint esetén,² akkor az előbbi definíció $W(F_{y_{EDE}}^*) = W(F)$ egyenlőségnek teljesülnie kell. Ebből az egyenletből az egyenletes jövedelemeloszlással ekvivalens jövedelemszintet a következő implicit egyenlettel lehet megadni:³

$$u(y_{EDE}) = \int u(y) dF(y)$$

A hasznossági függvényre tett eddigi feltevések alapján az egyenletes eloszlással ekvivalens jövedelemszint $(y_{EDE})^4$ mindig kisebb, mint a szóban forgó eloszlás átlagjövedelme, s ily módon hányadosuk 0 és 1 közé esik.

² Ahol most egyenletes eloszláson a pontszerű eloszlást kell érteni, azaz egy olyan jövedelemeloszlást, melyben mindenkinek a jövedelme azonos. Empirikusan ez $(y_{EDE}, \dots, y_{EDE})$ n dimenziós jövedelmi vektort jelenti.

³ Az definíció értelmében $F_{y_{EDE}}^*$ értéke 1, minden $y > y_{EDE}$ esetén és 0 egyébként. Ebben az esetben a társadalmi jólét mértéke a következő kifejezés szerint alakul: $W(F_{y_{EDE}}^*) = \int u(y) dF_{y_{EDE}}^*(y) = u(y_{EDE})$.

⁴ Az \tilde{F} empirikus eloszlásfüggvényre vonatkozó összefüggést felhasználva, y_{EDE} jövedelemszint a következő képlet szerint számítható: $u(\tilde{y}_{EDE}) = \frac{1}{n} \sum_i u(y_i)$

Ez indokolja az egyenlőtlenségi mutató következő definícióját:

$$\text{Atkinsoni egyenlőtlenségi mutató} = 1 - \frac{\tilde{Y}_{EDE}}{\bar{y}}$$

E képlet számszerűsítéséhez azonban szükséges az u hasznossági függvény konkrét specifikációja is. [1] alapján az alábbi hasznossági függvényt alkalmaztuk:

$$u(y) = \frac{y^{1-\varepsilon} - 1}{1-\varepsilon}, \quad \text{ha } \varepsilon \neq 1, \quad /3/$$

$$u(y) = \ln y \quad \text{egyébként}, \quad /4/$$

ahol $\varepsilon > 0$ az ún. egyenlőtlenségelutasítási paraméter (a paraméter pozitivitása biztosítja a hasznossági függvény szigorú konkávitását). A /3/ és /4/ kifejezésben szereplő hasznossági függvény használatát a következő szemléletes tulajdonsága indokolja: ha minden jövedelem megkétszereződne, akkor a /3/ vagy /4/ hasznossági függvény esetén az egyenletes eloszlással ekvivalens jövedelemszint is duplájára fog emelkedni. Ez korábbi meghatározásunk szerint azt jelenti, hogy a bemutatott hasznossági függvény választása esetén az Atkinson-féle egyenlőtlenségi mutató az egyenlőtlenségek relatív mutatója. Azt fejezi ki, hogy milyen mély szakadék létezik a megfigyelt eloszlás átlagjövedelme és azon jövedelmi szint között, ami ugyanazt a társadalmi jóléti szintet eredményezné egyenletes jövedelemeloszlás esetén, mint a jelenlegi jövedelemeloszlás.

Számításaink során szükséges volt az ε egyenlőtlenség-elutasítási paraméter értékét konkrétan megválasztani. A paraméter megválasztásánál a következő szempontok játszottak szerepet.

A definiált mutató ε -nak monoton függvénye, azaz minél nagyobb ε értéke, annál nagyobb egyenlőtlenséget fog mutatni (feltéve, hogy nem egyenlő minden adat, mely szélsőséges esetet kizárhatjuk mint empirikusan teljesen irrelevánsat). Megmutatható, hogy amint ε tart a végtelenbe, úgy a társadalmi jóléti függvény tart a $\min y_i$ függvényhez, s az Atkinson-mutató értéke 1-hez. A paraméter tehát az egyenlőtlenséggel szembeni elutasítás mértékét adja meg, s minél nagyobb, annál nagyobb súlyt kapnak a számítás során az alacsony jövedelmi értékek. Ez azonban azt is jelenti, hogy a mutató annál kevésbé válik robusztussá, annál érzékenyebb az adatvételi és mérési hibákra.

Az említett okok miatt a következőkben azokat az eredményeket tárgyaljuk, melyeket $\varepsilon = 1$ választással kaptunk, azaz ennek megfelelően logaritmikus hasznossági függvénnyel számoltunk. A logaritmikus hasznossági függvény meglehetősen általános a közgazdasági irodalomban. (Ezenkívül azonban további paraméterértékek mellett is végeztünk – itt nem részletezett – számításokat. A paraméter értékének növekedésével a számított egyenlőtlenségek mértéke is növekedett, tendenciájukban hasonló összefüggések adódtak, ugyanakkor, mivel a nagyobb paraméterértékek az előbb elmondottaknak megfelelően érzékenyebbek voltak az alacsonyabb jövedelmi rétegekben bekövetkezett változásokra, nagyobb paraméterértékeknél az egyenlőtlenség nagyobb időbeni fluktuációját tapasztaltuk.)

Az Atkinson-mutatóval szemben felhozott érv leggyakrabban a társadalmi jóléti függvény koncepciójából fakad; nevezetesen annak explicit meghatározásával mintegy kívülről adjuk meg a társadalom egyenlőtlenséggel szembeni preferenciáit, ami nagy va-

lószerűséggel önkényes és feltételezhető, hogy inkább a kutató saját elképzeléseit tükrözi, vagyis kevésbé ad objektív alapot az egyenlőtlenség megítélésére. Ezen érv természetesen igen súlyosan érinti az egyenlőtlenség mértékének megítélését célzó kutatásokat, ugyanakkor fontos szem előtt tartanunk, hogy ez valójában minden más mutatóval szemben felhozható. Minden egyenlőtlenségi mutató teljes előrendezést ad az eloszlások halmaza felett és így maga is feltételez egy „társadalmi jóléti függvényt”. Ugyanakkor az Atkinson-mutató mellett szóló érv, hogy az említett „társadalmi jóléti függvény” az egyetlen olyan függvény, melynek /2/-ben megadott lineáris funkcionálja relatív egyenlőtlenségi koncepciót testesít meg, azaz megfelel annak a matematikai összefüggésnek, hogy minden jövedelem (például) megkétszereződése esetén az általa számított egyenlőtlenség mértéke változatlan marad.

A Dalton-féle egyenlőtlenségi mutató szintén társadalmi jóléti koncepcióra épül. Most azonban az előbbtől eltérő módon határozzuk meg egyenlőtlenségi mutatót a társadalmi jóléti függvény koncepciójából. Azt vizsgáljuk, hogy mekkora a rés a jelenlegi jövedelemeloszlásból fakadó társadalmi jólét és az elérhető maximális jólét között. Belátható, hogy ha a társadalmi jólétet /2/ alakban felírhatóan tételezzük fel,⁵ akkor maximális társadalmi jólét az egyenletes jövedelemeloszlás esetén fog kialakulni. Ebből fakadóan a hasznossági függvényre tett korábbi feltevések esetén a társadalom átlagos jóléte, az adott jövedelemeloszlás mellett nem lehet nagyobb, mint az átlagjövedelemhez tartozó jólét, illetve hasznosság. Ezért hányadosuk 0 és 1 közé esik, amiből a következő egyenlőtlenségi mutató adódik:

$$\text{Dalton-mutató} = 1 - \frac{\frac{1}{n} \sum u(y_i)}{u(\bar{y})}.$$

A mérőszám így a megfigyelt eloszlás várható hasznosságát hasonlítja össze az átlagos jövedelemszint hasznosságával. A mutató értékkészlete a [0, 1] intervallum, nagyobb mutató nagyobb egyenlőtlenséget fejez ki.

A mutató számszerűsítéséhez ebben az esetben is szükség van a hasznossági függvény konkrét specifikációjára. Az Atkinson-mutatóról elmondottak analóg érveléssel érvényesek a jelen esetben is, ezért itt is a /3/ és /4/ összefüggések által megadott hasznossági függvényt használtuk fel számításainkhoz.

A korábbiakhoz hasonló módon itt is felmerült az egyenlőtlenségelutasítási-paraméter megválasztásának a kérdése. Az egyetlen változás az előző ponthoz képest, hogy a Dalton-mutató az egyenlőtlenségelutasítási-paraméternek már nem monoton függvénye; ugyanakkor két monoton szakaszra bontható fel. Belátható, hogy amint ϵ tart a végtelenbe, illetve az 1-hez, úgy tart a mutató értéke a nullához. Ennek magyarázata abban van, hogy nagyobb ϵ paraméter mellett egyaránt csökken a vizsgált eloszlás és az átlagos jövedelem (amely az egyenletes eloszlást reprezentálja) hasznossága is. A mutató értéke attól függően fog tehát növekedni, illetve csökkenni, hogy a két hatás közül melyik mutatkozik erősebbnek.

⁵ Amikor bevezetjük arról szöveget, hogy a társadalmi jóléti függvény koncepciója szerint a társadalom jóléte a jövedelemeloszlástól is függ, ebből még nem következik, hogy az additívan szeparábilis formában felírható, mint a /2/-ben van. Ez utóbbi ugyanis azt jelenti, hogy a társadalomban élő egyes egyének a saját jövedelméből származó hasznossága független attól, hogy mások, a környezetük, a „referenciacsoporthoz” stb. mekkora jövedelemmel rendelkeznek.

A mutatók súlyozott változatai

A definiált mutatók – igaz, különböző módokon, teljesen más koncepció és megközelítés alapján, de mind – a megfigyelt jövedelemeloszlásnak az egyenletes jövedelemeloszlástól való távolságát definiálták. Egyenlőtlenség tehát abból fakadt, hogy a jelenlegi jövedelemeloszlás nem egyezik meg az egyenletes eloszlással. Az egyenlőtlenség mértékének számszerűsítése során pedig minden egyes megfigyelési egységet azonos *súlyúnak* tételeztünk fel, azaz azon fiktív sokaságon belüli egyenlőtlenségeket számítottuk, amelyeket úgy kapunk, hogy minden egyes települést, településtípust az átlagos jövedelemmel rendelkező lakosával reprezentálunk. Ez a tényleges egyenlőtlenségeknek egy első közelítése, melyet lehet pontosítani a súlyozás beépítésével. A súlyozás alkalmazása révén azon fiktív sokaságon belüli egyenlőtlenségeket számítjuk ki, amelyeket úgy kapunk, hogy minden települést, illetve településtípust annyi átlagos jövedelmű lakossal reprezentálunk, ahány lakosa az adott területnek ténylegesen van. Ez még mindig nem „a” teljesen létező jövedelemegyenlőtlenségek számszerűsítése, hiszen ahhoz egyéni jövedelemadatok lennének szükségesek. A jelen vizsgálódásban azonban a jövedelmi különbségek területi vonatkozásait szeretnénk feltárni, így ez a közelítés a létező területi jövedelmi egyenlőtlenségekről elegendően pontos eredményt szolgáltat.⁶

A súlyozás számszerűsítése a következő módon lehetséges. A korábban definiált mutatókban is vannak már súlyok, ezek azonban mind egyenlők egymással, és mivel a súlyok összege éppen 1 (hiszen relatív nagyság leírását célozzák meg), így a súlyozatlan mutatókat tekinthetjük a súlyozott mutatók speciális esetének azonos, $1/n$ nagyságú súlyokkal. (A továbbiakban f_i -vel fogjuk jelölni az i -edik település népességét, vagyis a súlytényezőt, és továbbra is y_i -vel annak egy főre jutó jövedelmét.) A súlyozott mutatókhoz tehát úgy jutottunk el (számos esetben a súlyozott mutatókat már publikálták az irodalomban), hogy a korábbi $1/n$ „súly” helyére helyettesítettük be az $f_i / \sum_i f_i$ relatív súlyt.

Ily módon ezekből a súlyozatlan mutatókból kaptuk meg azok súlyozott változatát. A relatív szórás és a duál mutató esetében az említett gondolatmenet alkalmazása révén eljuthatunk a súlyozott mutatókhoz. A többi, tehát a Gini-koefficiens, a Dalton- és az Atkinson-mutató esetében a mutatókat az empirikus eloszlásfüggvény segítségével lehetett felírni, ahol ez utóbbi azt mutatja meg, hogy az egyes egy főre jutó jövedelmi szintek milyen valószínűséggel fordultak elő a sokaságban. Ez egylépcsős függvény, eredetileg $0, 1/n, 2/n, \dots, (n-1)/n, 1$ értékekkel. Ezeknél a mutatóknál az ismertetett elv alapján definiált súlyozott mutatókat úgy értelmezhetjük (és kaphatjuk meg matematikailag a súlyozatlan esetből), hogy a számítás alapját képező empirikus eloszlásfüggvény a kumulált relatív gyakoriságok értékeit veszi fel. Azaz egy kétszer akkora település átlagjövedelme kétszer nagyobb valószínűséggel következik be, mint egy feleakkora településé. A továbbiakban röviden tárgyaljuk, hogy az egyes esetekben konkrétan mely kifejezés adja meg a súlyozott egyenlőtlenségi mutatók értékét.

⁶ Az itt említett probléma egy más szemléletű megközelítését jelentené az egyenlőtlenségi mutatók felbontása s annak vizsgálata, hogy az alapsokaságon belüli egyenlőtlenségek milyen arányban magyarázhatók a csoportok homogenitásával, illetve heterogenitásával. Erre példa a két esetben számított varianciarányados, mely a varianciafelbontáson alapul. Az egyenlőtlenségi mutatók egy részének azonban egyáltalán nem ismert a varianciafelbontáshoz hasonló felbontása (például Dalton-mutató), míg más mutatók (például Gini-koefficiens) felbontása bizonyos speciális szerkezetű csoportok esetében valószínűleg csak meg. A Theil-mutató, melynek súlyozott változata értelmezhetetlen, dezaggregálható. Az egyes mutatók felbontásának kérdése ugyanakkor túlmutat e dolgozat keretein.

A súlyozott relatív szórás mutatója jól ismert és a következő kifejezéssel adható meg:

$$\text{Súlyozott relatív szórás} = \frac{1}{\bar{y}_S} \sqrt{\frac{\sum_i f_i (y_i - \bar{y}_S)^2}{\sum_i f_i}},$$

ahol \bar{y}_S a súlyozott átlagot jelenti.

A súlyozott Gini-koefficiens értékét a következő kifejezéssel lehet számítani:

$$\text{Súlyozott Gini-együttható} = \frac{1}{2\bar{y}_S} \sum_i \sum_j \frac{f_i f_j}{\left(\sum_i f_i\right)^2} |y_i - y_j|.$$

A súlyozott duál mutatót pontosan ugyanúgy értelmezzük, mint korábban, csak súlyozatlan átlag helyett súlyozott átlagot számolunk. Ily módon a mutató a súlyozott átlag feletti súlyozott átlagát viszonyítja a súlyozott átlag alatti súlyozott átlagához.

A redundancia és a Hirschman–Herfindahl-index esetében súlyozott mutató kialakításának gátat vet az, hogy a mutatót nem lehet értelmezni súlyozott esetben. A redundancia mérőszáma a rendezetlenség kifejezésén alapszik, és minimális értékét akkor veszi fel, ha minden egyes részesedés azonos. A Hirschman–Herfindahl-index ugyancsak a részesedések „koncentrációját” méri. A bemutatott formában való súlyozott értelmezése egy olyan mutatóhoz vezetne, amely akkor venné fel minimális értékét (és így módon akkor jelezne minimális egyenlőtlenséget), ha az egyes települések összjövedelmének az egész sokaság összjövedelméből való részesedése azonos, tekintet nélkül arra, hogy az adott településnek hány lakosa van. Ezen okok miatt a redundancia és a Hirschman–Herfindahl-indexnek nem számítottuk súlyozott változatait.

Az Atkinson-mutató és a Dalton-mutató súlyozott változata esetében az empirikus eloszlásfüggvény a kumulált gyakoriságok értékeit veszi fel, azaz a mintából becsült értéke a következő

$$W(\tilde{F}) = \sum_i \frac{f_i}{\sum_i f_i} u(y_i)$$

kifejezéssel adható meg.

Az egyenlőtlenségi mutató további számításai során ugyanúgy jártunk el, mint a súlyozatlan esetben: mind a hasznossági függvény, mind az egyenlőtlenség-elutásítási paraméter megválasztásának szempontjai továbbra is változatlanok maradtak.

Az így módon meghatározott súlyozatlan és súlyozott egyenlőtlenségi mutatókat számítottuk ki a bevezetőben már említett területi aggregáltsági szintekre.

NÖVEKVŐ TERÜLETI JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK

Az adatbázis elemi szintjét a települési adóköteles jövedelmek és az állandó népesség száma jelenti. A települési szintű jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálata során az egyes települések egy főre jutó adóköteles jövedelmeinek eltéréseit vizsgáltuk.

Települési szint

A 2. tábla tartalmazza a vizsgált időszakban az átlagos adóköteles jövedelmet. A tábla második sorában szereplő súlyozott átlagos jövedelem ténylegesen megegyezik az egy főre jutó adóköteles jövedelemmel az országban (a súlyozási technikának megfelelően), míg az első sor az egyes települések egy főre jutó jövedelmeinek az átlagát mutatja. Ez utóbbi esetben azon fiktív sokaság átlagát számítottuk, amelyet úgy kaptunk, hogy minden egyes települést az átlagjövedelemmel rendelkező lakosával reprezentálunk.

2. tábla

Az egy lakosra jutó adóköteles jövedelmek alakulása 1988 és 1996 között

Megnevezés	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Átlag (ezer forint)	36,76	42,65	51,32	55,83	67,29	75,67	90,05	99,88	117,05
Súlyozott átlag (ezer forint)	49,50	59,53	74,65	83,34	104,69	118,78	142,79	155,85	181,15

Látható, hogy a vizsgált periódusban az átlagjövedelem mindvégig a súlyozott átlag értéke alatt marad, ami azt jelenti, hogy az alacsonyabb jövedelmű települések relatíve nagyobb aránnyal szerepelnek a súlyozatlan mutatók számítása során, mint a súlyozottban. Ebből következik, hogy átlagosan a kisebb települések alacsonyabb jövedelemmel rendelkeznek, mint a nagyobbak, de természetesen, ez nem feltétlen igaz egy-egy konkrét település esetén.

A 3. és a 4. táblában láthatók az egyes egyenlőtlenségi mutatók értékei az 1988–1996 évekre vonatkozó egy főre jutó adóköteles jövedelem települési szintű adatai alapján. Az eredmények szerint az egyes települések közötti jövedelmi egyenlőtlenségek enyhe növekedése figyelhető meg majdnem az egész periódusban. Az egyes mutatók eltérő nagyságrendjei részben a mutatók különböző értékészletének, részben az általuk képviselt különböző egyenlőtlenségi koncepciónak következményei. Ugyanakkor az általuk megfogalmazott trend hasonló: egyaránt a jövedelemegyenlőtlenségek növekedését mutatja.

A relatív szórás időbeni alakulásában az 1990-es évek fordulóján nagyobb ugrás figyelhető meg, mint a későbbi években, ami azt sugallja, hogy a rendszerváltással egyidőben meginduló jövedelmi átrendeződés főleg az első években ment végbe. Ilyen fajta következtetést ugyanakkor a többi mutató alapján nem lehet tenni.

A súlyozott egyenlőtlenségi mutatókat összehasonlítva a súlyozatlannal, azt tapasztaljuk, hogy hasonló értékeket vesznek fel, mint a súlyozatlan esetben, más mutatók esetében pedig nagyságrendi különbségek fedezhetők fel. Ily módon a relatív szórás, a Gini-koefficiens, a duál mutató, a Dalton- és az Atkinson-mutatók által felvett értékek és a változások tendenciája nagyon hasonlít a súlyozatlan esetben felvett értékekre.

A Hoover-mutatót a súlyozott mutatókkal azonos táblában szerepeltettük, de ennek nincsen különösebb jelentősége. A mutató két változó eloszlásának hasonlóságát-különbsőségét méri. A kapott eredmények szerint a vizsgálati periódus elején a jövedelmek 10 százalékának átcsoportosítása lett volna szükséges ahhoz, hogy az összjövedelem és a népesség területi eloszlása megegyezzen; ez az érték a periódus végére, 1996-ra 15 százalékra emelkedett.

3. tábla

Súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatók (települések)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,2315	0,1286	1,4387	0,000344	0,0268	0,0077	0,0274
1989	0,2495	0,1385	1,4789	0,000347	0,0310	0,0086	0,0316
1990	0,2673	0,1476	1,5178	0,000350	0,0355	0,0094	0,0362
1991	0,3024	0,1663	1,6000	0,000356	0,0450	0,0117	0,0459
1992	0,3174	0,1755	1,6463	0,000355	0,0500	0,0127	0,0519
1993	0,3335	0,1846	1,6942	0,000357	0,0552	0,0135	0,0569
1994	0,3504	0,1939	1,7436	0,000359	0,0608	0,0144	0,0628
1995	0,3573	0,1984	1,7709	0,000361	0,0635	0,0148	0,0661
1996	0,3693	0,2055	1,8145	0,000363	0,0678	0,0154	0,0705

4. tábla

Súlyozott egyenlőtlenségi mutatók (települések)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hoover-	Dalton-	Atkinson-
				mutató		
1988	0,2542	0,1455	1,5491	0,108	0,0090	0,0343
1989	0,2757	0,1578	1,6081	0,117	0,0101	0,0406
1990	0,3020	0,1730	1,6833	0,129	0,0116	0,0486
1991	0,3075	0,1760	1,7249	0,133	0,0121	0,0521
1992	0,3461	0,1983	1,8309	0,148	0,0143	0,0644
1993	0,3560	0,2037	1,8547	0,151	0,0148	0,0681
1994	0,3653	0,2092	1,8884	0,155	0,0152	0,0727
1995	0,3586	0,2055	1,8723	0,152	0,0146	0,0710
1996	0,3573	0,2045	1,8769	0,152	0,0142	0,0712

Régiók

Az ország területének hét régiója eltérő számú települést foglal magába. A Központi régióba 185 település, a Közép-Dunántúlihoz 407, a Nyugat-Dunántúlihoz 643, a Dél-Dunántúlihoz 653, az Észak-Magyarországihoz 600, az Észak-Alföldihez 388, a Dél-Alföldihez 252 település tartozott 1996-ban. Az egyes régiókba tartozó települések száma a vizsgált időszakban a településösszevonások és kettéválások következtében változott, de mindvégig a megadott adatok körül mozgott.

5. tábla

A régiók adatai alapján számított súlyozatlan jövedelemszint és egyenlőtlenség

Megnevezés	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Átlag (ezer forint)	47,44	56,85	71,14	80,01	99,22	112,55	135,11	148,02	172,87
Variációhányados (százalék)	20,39	22,10	20,34	18,46	19,76	19,04	22,10	22,10	25,45

Az egyes régiók egy főre jutó jövedelmi adataiból számított súlyozatlan átlagjövedelmeket összehasonlítva a települési szinten számított átlagjövedelmekkel azt tapasztalhatjuk, hogy ezek az adatok már jobban közelítik a tényleges átlagjövedelmeket. Ez annak a következménye, hogy a régiók kevésbé homogén egységek jövedelmi szempontból, mint az egyes települések: települési szinten több mint 3000 csoportba soroltuk az ország lakosait, és az így kialakult csoportok közötti egyenlőtlenségeket vizsgáltuk, míg ebben az esetben mindössze 7 csoportot hoztunk létre. A régiók heterogenitásának jellemzőjét kaphatjuk meg a szórásfelbontás ismeretében. Az 5. tábla második sora mutatja, hogy a régiók közötti különbségek a települési szintű adatok varianciájának mekkora hányadát magyarázzák. Láthatjuk, hogy 20-25 százalék körüli az érték, azaz a fennmaradó 75-80 százaléknyi eltérést az egyes csoportokon belüli különbözőségektől adják. A hét régió, mivel önmagukban heterogénebb sokaságot alkotnak, ezért közöttük kisebb egyenlőtlenség is figyelhető meg, mint települési szinten. Ezt láthatjuk a 6. és a 7. táblákból, melyekben a régiók közötti egyenlőtlenségek súlyozott, illetve súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatói szerepelnek.

6. tábla

Súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatók (régiók)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,1579	0,0754	1,3000	0,14591	0,0102	0,0025	0,0097
1989	0,1685	0,0798	1,3163	0,14633	0,0115	0,0027	0,0110
1990	0,1815	0,0867	1,2886	0,14689	0,0134	0,0030	0,0127
1991	0,1654	0,0808	1,2828	0,14621	0,0112	0,0025	0,0107
1992	0,2028	0,0950	1,3478	0,14789	0,0165	0,0034	0,0156
1993	0,2087	0,0997	1,3570	0,14819	0,0176	0,0035	0,0166
1994	0,2170	0,1040	1,3808	0,14862	0,0190	0,0037	0,0180
1995	0,2097	0,1021	1,3769	0,14824	0,0179	0,0034	0,0170
1996	0,2124	0,1055	1,4167	0,14838	0,0186	0,0035	0,0179

Az egyenlőtlenségi mutatók értékeiben – a települési szintű adatokhoz hasonlóan – emelkedő tendencia figyelhető meg. Ez az eredmény regionális szinten már nem olyan egyértelmű, mint települési szinten volt, például a Dalton- és az Atkinson-mutató tekintetében 1994 után egyaránt enyhe csökkenés figyelhető meg. A kilenc év átlagában azonban minden mutató esetében növekedés tapasztalható, függetlenül a közben bekövetkező kisebb–nagyobb ingadozásoktól. A régiók azonban meglehetősen heterogén területek, ami éppen a mutató kisebb mértékű ingadozásában jelenik meg a jelen vizsgálatokban.

A súlyozott mutatókat a súlyozatlanokkal összehasonlítva azt láthatjuk, hogy a régiók esetében a népességgel súlyozott egyenlőtlenségek mértéke minden esetben nagyobb, mint súlyozatlan esetben. A Hoover-mutató értéke szintén növekedő, a vizsgálati szakasz elején, 1988-ban a jövedelmek mintegy 7,6 százaléknak átcsoportosítása szükséges a jövedelem népességarányos eloszlásához, míg ez 1996-ra 10,1 százalékra növekszik. A mutató értéke ugyanakkor kisebb, mint települési szinten volt, ez azonban a legtöbb mutató esetén fennáll, és a különböző aggregációs szint nagymértékben magyarázza ezt a nagyságrendi eltérést.

7. tábla

Súlyozott egyenlőtlenségi mutatók (régiók)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hoover-	Dalton-	Atkinson-
				mutató		
1988	0,1733	0,0936	1,3674	0,076	0,0037	0,0142
1989	0,1850	0,0994	1,3922	0,081	0,0040	0,0161
1990	0,1993	0,1075	1,4217	0,086	0,0044	0,0187
1991	0,1790	0,0970	1,3885	0,080	0,0035	0,0152
1992	0,2209	0,1173	1,4692	0,093	0,0049	0,0226
1993	0,2270	0,1220	1,4822	0,096	0,0051	0,0241
1994	0,2347	0,1264	1,4948	0,100	0,0053	0,0258
1995	0,2257	0,1224	1,4805	0,097	0,0048	0,0240
1996	0,2232	0,1220	1,5036	0,101	0,0047	0,0239

A régiókon belüli egyenlőtlenségek kérdése különösen hangsúlyosan merül fel az előzők ismeretében: ha helyesen értelmeztük a régiók közötti egyenlőtlenségi mértékeket, és a régiók valóban a vizsgálat szempontjából heterogén egységeknek tekinthetők, akkor a régióon belüli (településeik közötti) egyenlőtlenség mértéke várhatóan eléri, vagy meghaladja a régiók közötti egyenlőtlenség nagyságát. A továbbiakban először a súlyozatlan relatív szórás értékeit vizsgáljuk az egyes régiókban. A 8. tábla első sorában összehasonlítással a régiók közötti jövedelmi egyenlőtlenségek relatív szórása áll.

8. tábla

Súlyozatlan relatív szórás a régiókban

Régió	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Régiók között	0,1579	0,1684	0,1815	0,1653	0,2028	0,2086	0,2169	0,2096	0,2124
Központi régió	0,1792	0,2024	0,2170	0,2515	0,2479	0,2705	0,2747	0,2781	0,2825
Közép-Dunántúl	0,2165	0,2137	0,2225	0,2534	0,2496	0,2672	0,2668	0,2769	0,2780
Nyugat-Dunántúl	0,1824	0,1966	0,2144	0,2390	0,2591	0,2674	0,2755	0,2705	0,2712
Dél-Dunántúl	0,2327	0,2382	0,2626	0,3003	0,3357	0,3549	0,3674	0,3727	0,3816
Észak-Magyarország	0,2056	0,2231	0,2495	0,3001	0,3062	0,3218	0,3370	0,3539	0,3577
Észak-Alföld	0,2106	0,2551	0,2769	0,3088	0,3130	0,3325	0,3481	0,3575	0,3687
Dél-Alföld	0,1921	0,2051	0,2128	0,2388	0,2416	0,2517	0,2664	0,2775	0,2819

A régiókon belüli relatív szórás valóban minden esetben nagyobb, mint a régiók közötti, ami azt jelenti, hogy az egy főre jutó jövedelmek területi egyenlőtlenségei szempontjából a régiók heterogén egységeknek tekinthetők.

A régiók mindegyikében növekvő tendenciát mutatnak az egyenlőtlenségek, azonban nem azonos ütemben. A relatív szórás idősorát végignézve a régiók két csoportja bontakozik ki: az egyik csoportban a relatív szórás értékei rendre néhány tizeddel kisebbek, mint a másik csoportban, és a két csoport közötti különbség növekszik. Az előbbibe tartozik a Központi, a Közép-Dunántúli, a Nyugat-Dunántúli és a Dél-Alföldi régió, míg a másik csoportot a Dél-Dunántúli, az Észak-Magyarországi és az Észak-Alföldi régió al-

kotja. Az előbbi esetben kisebb egyenlőtlenséget figyelhetünk meg és az egyenlőtlenség is kevésbé növekszik. A nagyobb és gyorsabban növekvő egyenlőtlenséget éppen azokban a régiókban tapasztaljuk, melyeknek a gazdasági átalakulás a legérzékenyebben érintett, amelyek az ún. válságterületeket is tartalmazzák. (Ezekhez a következtetésekhez jutottunk nemcsak a relatív szórás, hanem az itt nem közölt Gini-koefficiens és a redundancia mutató megfelelő értékeiből is.)

9. tábla

Súlyozott relatív szórás a régiókban

Régió	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Régiók között	0,173	0,185	0,199	0,179	0,221	0,227	0,235	0,226	0,223
Központi régió	0,146	0,162	0,181	0,192	0,217	0,227	0,225	0,224	0,223
Közép-Dunántúl	0,182	0,183	0,201	0,227	0,233	0,244	0,249	0,243	0,248
Nyugat-Dunántúl	0,188	0,206	0,221	0,238	0,251	0,255	0,257	0,254	0,250
Dél-Dunántúl	0,238	0,240	0,275	0,309	0,338	0,336	0,350	0,343	0,356
Észak-Magyarország	0,200	0,230	0,260	0,298	0,308	0,313	0,322	0,332	0,329
Észak-Alföld	0,230	0,272	0,302	0,335	0,346	0,356	0,380	0,372	0,376
Dél-Alföld	0,205	0,230	0,252	0,274	0,290	0,300	0,313	0,314	0,313

A súlyozott mutatókkal végzett számítás eredményei hat régió esetében lényegében megegyeznek az előbbiekkal. A három leghomogénebb régió továbbra is a Központi, a Közép-, illetve a Nyugat-Dunántúli. A legheterogénebb pedig Észak-Alföld, Dél-Dunántúl és Észak Magyarország. A két csoport határán helyezkedik el a hetedik régió, a Dél-Alföldi. A súlyozatlan esetben ez egyértelműen a homogénebb csoportba tartozott, valójában gyakran a három leghomogénebb régió egyike volt, megelőzve ezzel az előbb említett régiók egyikét. A súlyozott esetben – ha felállítjuk a sorrendet, továbbra is a negyedik helyen szerepel – azonban a relatív szórás mutatójának értékét figyelembe véve inkább a heterogén csoporthoz áll közelebb. Az utolsó vizsgált évben például a homogénebb csoportban megfigyelt relatív szórás értéke 22-25, a heterogénebb csoportban 31-37 százalék. Ezek alapján azt mondhatjuk, hogy a Dél-Alföld régió (relatív) egyenlőtlenségeinek megítélését jelentősen befolyásolja a súlyozás figyelembevétele.

Megyék

A 10. tábla a megyei szintű súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatókat tartalmazza. Értékükben és tendenciájukban a régiók közötti egyenlőtlenségekhez hasonló eredmények adódnak. A mutatók nagyságrendjüket tekintve kisebbek a települési szintű egyenlőtlenségeknél és nagyon hasonlóak a regionális egyenlőtlenségekhez. Tendenciájukat tekintve hasonlóképpen enyhe emelkedés figyelhető meg: a kilenc év alatt minden mutató értéke növekedett, majdnem állandó növekedés mellett, melyet időnként kisebb csökkenések váltanak fel.

A súlyozott mutatók értékei rendre nagyobbak a súlyozatlan mutatóknál, viszont hasonlóan emelkedő tendenciát fejeznek ki. Ezek alapján a vizsgált periódusban növeked-

tek az egyes megyék közötti jövedelmi különbségek, melynek mértéke meghaladta a régióknál tapasztaltakat.

10. tábla

Súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatók (megyék)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,1436	0,0708	1,2263	0,0510	0,0093	0,0023	0,0089
1989	0,1533	0,0734	1,2297	0,0511	0,0105	0,0025	0,0101
1990	0,1635	0,0781	1,2420	0,0513	0,0118	0,0026	0,0111
1991	0,1540	0,0753	1,2314	0,0511	0,0106	0,0023	0,0101
1992	0,1859	0,0850	1,2810	0,0516	0,0149	0,0030	0,0137
1993	0,1921	0,0894	1,2861	0,0518	0,0160	0,0032	0,0148
1994	0,1998	0,0948	1,3090	0,0519	0,0174	0,0033	0,0162
1995	0,1947	0,0939	1,3104	0,0518	0,0166	0,0032	0,0156
1996	0,2011	0,1022	1,3450	0,0519	0,0181	0,0034	0,0173

11. tábla

Súlyozott egyenlőtlenségi mutatók (megyék)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hoover-	Dalton-	Atkinson-
				mutató		
1988	0,1964	0,1041	1,3832	0,077	0,0046	0,0177
1989	0,2124	0,1111	1,3959	0,082	0,0051	0,0206
1990	0,2305	0,1199	1,4398	0,087	0,0056	0,0237
1991	0,2122	0,1109	1,4461	0,082	0,0046	0,0204
1992	0,2637	0,1328	1,5516	0,098	0,0065	0,0298
1993	0,2711	0,1379	1,5780	0,102	0,0067	0,0316
1994	0,2772	0,1424	1,5921	0,104	0,0068	0,0333
1995	0,2669	0,1380	1,5701	0,101	0,0063	0,0312
1996	0,2635	0,1406	1,5333	0,103	0,0061	0,0313

Az egyes megyéken belüli jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálatát a régiók esetéhez hasonlóan végezzük el. A megyék közötti súlyozatlan relatív szórás értékei találhatóak a 12. táblában. A tábla első sorában összehasonlításul a megyék közötti jövedelmi egyenlőtlenségek relatív szórása áll.

A megyék heterogenitását jól tükrözi, hogy mindössze egyetlen megye, Nógrád esetében figyelhető meg az 1988–1990-es években, hogy a megyén belüli szórás kisebb, mint a megyék közötti relatív szórás. Az összes többi esetben a megyén belül megfigyelt jövedelmi különbségek nagyobbak, mint a megyék között. A vizsgált időszakban a megyék sorrendje homogenitás szempontjából alig változott abban az értelemben, hogy mindvégig Nógrád, Komárom-Esztergom, Győr-Moson-Sopron, Fejér és Vas megyék esetében volt a legkisebb a relatív szórás értéke. Ugyanakkor a legnagyobb egyenlőtlenségek Somogy és Borsod-Abaúj-Zemplén megyében voltak. Nagyobb egyenlőtlenségeket láthatunk még Baranya, Hajdú-Bihar és Tolna megyék esetében. Nem meglepő mó-

don azokban a megyékben van nagyobb egyenlőtlenség, amelyek a korábban nagyobb heterogenitásúnak talált régiókban találhatók. Ezek részben a területek valódi heterogenitásával (Borsod-Abaúj-Zemplén, Somogy) részben az átalakulás jövedelemátrendező hatásával vannak összefüggésben.⁷

12. tábla

Súlyozatlan relatív szórás

Megye	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Megyék között	0,1436	0,1532	0,1634	0,1540	0,1858	0,1920	0,1998	0,1947	0,2010
Baranya	0,2254	0,2242	0,2474	0,2766	0,3051	0,3303	0,3473	0,3606	0,3697
Bács-Kiskun	0,1966	0,2032	0,2166	0,2407	0,2329	0,2455	0,2613	0,2574	0,2628
Békés	0,1887	0,2126	0,2106	0,2417	0,2601	0,2644	0,2777	0,3052	0,3121
Borsod-Abaúj-Zemplén	0,2246	0,2516	0,2864	0,3470	0,3514	0,3663	0,3767	0,3997	0,3899
Csongrád	0,1871	0,2009	0,2085	0,2244	0,2288	0,2326	0,2534	0,2648	0,2675
Fejér	0,1607	0,1764	0,1782	0,2061	0,2055	0,2103	0,2194	0,2380	0,2309
Győr-Moson-Sopron	0,1616	0,1693	0,1762	0,1891	0,2058	0,2059	0,2108	0,2134	0,2119
Hajdú-Bihar	0,2022	0,2328	0,2634	0,3009	0,2883	0,3087	0,3064	0,3125	0,3125
Heves	0,1466	0,1501	0,1695	0,2272	0,2297	0,2526	0,2726	0,2802	0,2923
Komárom-Esztergom	0,1755	0,1772	0,1768	0,1969	0,2057	0,2154	0,2201	0,2275	0,2192
Nógrád	0,1269	0,1375	0,1566	0,1903	0,2002	0,2109	0,2351	0,2518	0,2603
Pest	0,1771	0,1999	0,2136	0,2487	0,2426	0,2657	0,2702	0,2741	0,2791
Somogy	0,2303	0,2539	0,2794	0,3212	0,3744	0,3809	0,3845	0,3882	0,3761
Szabolcs-Szatmár-Bereg	0,1828	0,2097	0,2478	0,2836	0,3009	0,3194	0,3418	0,3528	0,3598
Jász-Nagykun-Szolnok	0,1689	0,1883	0,2205	0,2442	0,2751	0,2871	0,2877	0,2839	0,2918
Tolna	0,2126	0,2046	0,2489	0,2872	0,3313	0,3423	0,3435	0,3425	0,3864
Vas	0,1532	0,1717	0,1991	0,2035	0,2227	0,2336	0,2379	0,2329	0,2394
Veszprém	0,2217	0,2217	0,2318	0,2652	0,2696	0,2871	0,2841	0,2920	0,2967
Zala	0,2036	0,2147	0,2326	0,2851	0,3027	0,3135	0,3278	0,3149	0,2990

Hasonló összefüggésekhez lehet jutni további (súlyozatlan és súlyozott) egyenlőtlenségi mutatók vizsgálatára révén is.

Kistérségek

A következő vizsgált területi aggregációs szint a kistérségek szintje volt. A 13. táblában láthatjuk a kistérségek egy főre jutó adóköteles jövedelmeinek egyszerű számtani átlagát, továbbá a szórásfelbontásból kapott varianciarányos értékét, amely megmutatja, hogy a települési szinten számított variancia hány százalékát magyarázza meg a kistérségek egy főre jutó átlagjövedelmeinek varianciája. A variancia nagyobb részét még mindig a kistérségen belüli (nem magyarázott) variancia teszi ki. A tábla két kiugró értéke, az 1988., illetve 1989. évben számított érték kiugróan magas volta abból fakad, hogy azokban az években nem állt rendelkezésre adat a fővárosi kerületek jövedelmeiről.

A kistérségek közötti jövedelmi egyenlőtlenségek számított értékeit tartalmazza a 14. tábla. Minden mutató esetében az egyenlőtlenségek mértékének határozott emelkedését

⁷ Kivéve az Észak-Magyarországi régiót, amely a leghomogénebb (Nógrád) és a legkevésbé homogén (Borsod-Abaúj-Zemplén) megyékből is tartalmaz egyet.

figyelhetjük meg a vizsgált periódusban, melynek alapján a kistérségek közötti jövedelmi egyenlőtlenségek szintje növekedett. Összevetve az előzőekben tárgyalt aggregációs szintekkel, az egyenlőtlenségek mértéke kisebb, mint a települési szinten és nagyobb, mint a nagyobb aggregációs szinteken.

13. tábla

A kistérségek adatai alapján számított súlyozatlan jövedelemszint és egyenlőtlenség

Megnevezés	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
Átlag (ezer forint)	43,14	50,98	62,81	70,30	85,50	96,44	115,27	126,87	148,74
Variációhányados (százalék)	34,97	30,98	17,14	12,07	6,35	12,54	14,80	19,61	26,37

14. tábla

Súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatók (kistérségek)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,1776	0,0998	1,3338	0,0069	0,0154	0,0041	0,0153
1989	0,1915	0,1075	1,3641	0,0069	0,0180	0,0046	0,0180
1990	0,2017	0,1130	1,3850	0,0069	0,0199	0,0048	0,0197
1991	0,2219	0,1251	1,4468	0,0070	0,0240	0,0056	0,0237
1992	0,2294	0,1285	1,4562	0,0070	0,0255	0,0057	0,0251
1993	0,2406	0,1345	1,4823	0,0071	0,0280	0,0061	0,0275
1994	0,2544	0,1427	1,5205	0,0071	0,0315	0,0067	0,0311
1995	0,2542	0,1429	1,5204	0,0071	0,0316	0,0066	0,0313
1996	0,2655	0,1496	1,5544	0,0071	0,0345	0,0070	0,0342

15. tábla

Súlyozott egyenlőtlenségi mutatók (kistérségek)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hoover-	Dalton-	Atkinson-
				mutató		
1988	0,2215	0,1249	1,4426	0,091	0,0063	0,0241
1989	0,2401	0,1352	1,4839	0,098	0,0071	0,0284
1990	0,2614	0,1468	1,5389	0,107	0,0079	0,0333
1991	0,2548	0,1452	1,5330	0,106	0,0075	0,0328
1992	0,2979	0,1660	1,6244	0,120	0,0093	0,0425
1993	0,3078	0,1722	1,6633	0,126	0,0098	0,0456
1994	0,3152	0,1767	1,6796	0,129	0,0100	0,0484
1995	0,3066	0,1726	1,6578	0,126	0,0094	0,0463
1996	0,3047	0,1729	1,6652	0,127	0,0092	0,0466

A súlyozott egyenlőtlenségi mutatók vizsgálata során két összefüggés látszik kibontakozni. Egyfelől a súlyozott egyenlőtlenségi mutatók értéke minden esetben határozottan nagyobb, mint a súlyozatlanoké. Másfelől a súlyozott mutatókat vizsgálva (lásd a 15.

táblát) az egyenlőtlenségek trendjében kivehető határozott emelkedő tendencia megtörik az 1991-es, illetve az 1994-1995-ös években. Ekkor a legtöbb egyenlőtlenségi mutató értékében enyhe csökkenés figyelhető meg.

Települési jogállás szerinti egyenlőtlenségek

Az eddigiekben különböző térségi aggregációs szinteken vizsgáltuk a jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságát. A továbbiakban a településeket két jellemzőjük, nevezetesen jogállásuk, illetve nagyságuk alapján csoportosítjuk, és vizsgáljuk, hogy az egyes csoportok között, illetve csoportokon belül mekkora egyenlőtlenség figyelhető meg, azaz a települések ezen jellemzője mennyire magyarázó tényezője a létező területi egyenlőtlenségeknek. A települési szempontú vizsgálódásnak azért van jelentősége, mivel elméletileg előfordulhat, hogy miközben minden térségi aggregációban azonos egyenlőtlenségi tendenciát (nevezetesen differenciálódást) mérünk, a különböző terelepcsoportok között és ezeken belül más irányzat a jellemző. Míg a területi aggregáltóságú csoportokban az aggregáció fő szempontja a földrajzi összefüggőség, szomszédság, itt leginkább a közel azonos lélekszám a csoportképző ismérv.

Elsőként a települési jogállást vizsgáljuk. A 16. táblában a vizsgálat utolsó évében, 1996-ban az egyes településtípusokba tartozó települések száma, és a megfelelő népesség adatai találhatóak. A negyedik oszlopban százalékos formában lehet látni, hogy az ország lakossága hogyan oszlik meg az egyes településtípusok között. Az ötödik oszlopban található az egyes településtípusokban keletkezett összjövedelem az összes százalékában. Megfigyelhető, hogy ebben a tipizálásban a jövedelem eloszlása közelebb van az egyenletes eloszláshoz, mint a népességé. Ez a tény visszatükröződik a súlyozott és a súlyozatlan mutatók nagyságrendjében is.

16. tábla

Települési jogállás szerinti jellemzők

Település	A települések száma	Lakosság (fő)	Lakosság a népesség százalékában	Összjövedelemből való részesedés (százalék)
Községek	2910	3 781 224	36	25,3
Városok	199	2 929 031	28	26,4
Megyeszékhelyek	18	1 864 396	18	21,2
Főváros	23*	1 889 000	18	27,1

* A fővárosi kerületek száma. A településtípusok közötti egyenlőtlenségek számszerűsítése során nincs jelentősége annak, hogy a fővárost egyetlen településként, vagy a fővárosi kerületek csoportjaként tekintjük. A következőkben a csoportokon belüli egyenlőtlenségeket tárgyalva csak ez utóbbi értelmezésnek van jelentősége, ezért adtuk meg e szerint itt is a kerületek számát.

A 17. táblában láthatjuk a négy csoport közötti súlyozatlan mutatókat. A tábla adatai alapján a vizsgált időszakban a jövedelemegyenlőtlenségek növekedése figyelhető meg a négy településtípus között. E növekedés az 1994. évig folyamatos, majd az utolsó két évben enyhe csökkenés figyelhető meg. Az egyenlőtlenségi mutatók értékét összevetve a települési szintű mutatók értékével azt látjuk, hogy a vizsgált időszak elején a különböző településtípusok közötti egyenlőtlenségek hasonlóak voltak a települések közötti egyenlőtlenségekhez, ami azt jelenti, hogy a települések jogállása nem magyarázza a megfigyelt

települések közötti egyenlőtlenségeket. Ugyanakkor a vizsgált időszak végére az egyes településtípusok közötti jövedelemegyenlőtlenségek mértéke jelentősen kisebb (azaz kevésbé növekedett), mint a települések közötti. Ezek alapján a településtípusokat homogénebb egységeknek tekinthetjük.

17. tábla

Súlyozatlan jövedelmi egyenlőtlenségek (települési jogállás)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,2324	0,1115	1,4141	0,2601	0,0201	0,0051	0,0200
1989	0,2552	0,1229	1,4725	0,2622	0,0244	0,0060	0,0244
1990	0,2818	0,1360	1,5428	0,2649	0,0299	0,0070	0,0300
1991	0,2754	0,1332	1,5447	0,2642	0,0291	0,0067	0,0298
1992	0,3275	0,1579	1,6607	0,2701	0,0404	0,0088	0,0407
1993	0,3328	0,1604	1,6757	0,2708	0,0416	0,0088	0,0418
1994	0,3375	0,1627	1,6867	0,2714	0,0429	0,0087	0,0431
1995	0,3272	0,1580	1,6648	0,2701	0,0404	0,0081	0,0408
1996	0,3158	0,1526	1,6373	0,2687	0,0378	0,0074	0,0382

A jövedelemegyenlőtlenségek súlyozott mutatóinak értéke (lásd a 18. táblát) rendre kisebb, vagy közel megegyezik a súlyozatlan mutatók értékeivel. Ez azt jelenti, hogy az összjövedelem megoszlása e négy kategória között közel megegyezik a népesség megoszlásával, a Hoover-mutató szerint a jövedelemnek mindössze 3-4 százalékos átcsoportosítása azonos eloszlást eredményezne. Mint azt a 17. táblából láttuk, az összjövedelem eloszlása egyenletesebb, mint a népességé e négy csoport között, és ez okozza a súlyozott és súlyozatlan mutatók közötti – korábitól eltérő – nagyságrendi viszonyt. A megyeszékhelyektől eltekintve az is megfigyelhető a maradék három kategória viszonyában, hogy nagyobb népességsúly kisebb jövedelemhányaddal jár együtt, és ez okozza azt, hogy az átlagjövedelem egyenletesebben oszlik el, ha figyelembe vesszük a súlyozást. E tényező tehát szintén hozzájárul ahhoz, hogy a súlyozott mutatók kisebb egyenlőtlenséget mutatnak, mint a súlyozatlanok.

18. tábla

Súlyozott egyenlőtlenségi mutatók (települési jogállás)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hoover-	Dalton-	Atkinson-
				mutató		
1988	0,2098	0,1134	1,4386	0,0346	0,0054	0,0207
1989	0,2326	0,1262	1,5008	0,0378	0,0063	0,0255
1990	0,2589	0,1409	1,5757	0,0416	0,0074	0,0316
1991	0,2562	0,1412	1,5765	0,0376	0,0074	0,0320
1992	0,3022	0,1642	1,6965	0,0483	0,0094	0,0427
1993	0,3068	0,1663	1,7111	0,0492	0,0094	0,0438
1994	0,3115	0,1689	1,7228	0,0498	0,0093	0,0452
1995	0,3020	0,1642	1,6990	0,0474	0,0087	0,0427
1996	0,2916	0,1589	1,6701	0,0450	0,0079	0,0401

A továbbiakban az egyes településtípusokon belüli egyenlőtlenségeket vizsgáljuk. Ebben az esetben a fővároson belüli egyenlőtlenségeken a fővárosi kerületek egy főre jutó adóköteles jövedelmeinek egyenlőtlenségeit értjük.

A 19. táblában a súlyozott relatív szórás értékei szerepelnek a különböző településtípus-csoportokon belül, és az összehasonlítás kedvéért megadtuk az egyes településtípusok közötti relatív szórás értékeit is.

19. tábla

Súlyozott relatív szórás (települési jogállás)

Év	Településtípusok között	Község	Város	Megyeszékhely	Fővárosi kerületek
1988	0,210	0,226	0,183	0,057	NA
1989	0,233	0,242	0,189	0,058	NA
1990	0,259	0,251	0,204	0,084	0,165
1991	0,256	0,274	0,229	0,076	0,192
1992	0,302	0,289	0,226	0,081	0,192
1993	0,307	0,301	0,248	0,098	0,204
1994	0,312	0,319	0,263	0,102	0,213
1995	0,302	0,325	0,263	0,095	0,214
1996	0,292	0,336	0,278	0,115	0,214

A táblából kitűnik, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek a vizsgált periódusban minden településtípusban növekedtek, bár ez nem volt mindenhol egyenletes. A városok között egyértelmű a növekedési tendencia, a súlyozott relatív szórás nagyságrendjében másfélszeresére nőttek az egyenlőtlenségek. A községek esetében hasonló trend és tendencia figyelhető meg, azzal a különbséggel, hogy az egyenlőtlenségek szintje nagyobb a községek esetén, mint a városok között. Legkisebb különbségek a megyeszékhelyek között vannak, ezt követik a főváros kerületei. A megyeszékhelyek esetében az egyenlőtlenségek időbeni változása nem mutat olyan szabályos növekedést, mint a többi esetben, ingadozások is megfigyelhetők. A vizsgált periódus egészében azonban növekedés tapasztalható.

Településnagyság szerinti csoportok

A jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálatához lélekszám alapján 12 nagyságcsoportot hoztunk létre és így soroltuk csoportokba a településeket. Az egyes csoportok közötti jövedelmi egyenlőtlenségek súlyozatlan mutatóit tartalmazza a 20. tábla. A mutatók az eddigi számításokkal összhangban a vizsgált periódusban összességében a jövedelemegyenlőtlenségek növekedését mutatják, s ismét megfigyelhetjük az 1994. évet követő enyhe csökkenést a legtöbb mutató értékében.

A súlyozatlan mutatók mellett – mintegy kontroll gyanánt – itt is kiszámítottuk a súlyozott egyenlőtlenségi indexeket is, ezekben azonban, mivel a csoportképző szempont épp a súlyozásra használt lélekszám, azaz ebből a szempontból az egyes csoportok szinte teljesen homogének, nincs érdemi új információ.

Az egyes településcsoporton belül a lélekszám csökkenésével tendenciaszerűen nő a települések száma (a legnépesebb csoportot az 1-3 ezer fős községek képezik, ahol közel

ezer település koncentrálódik, az ennél kisebb falvak száma pedig több, mint másfél-ezer). Mivel az első nagyságrendi kategória a fővárost tartalmazta, és a kerületek közötti jövedelemegyenlőtlenségek nagyságát már az előzőkben tárgyaltuk, ezért itt ezt a kategóriát nem fogjuk vizsgálni.

20. tábla

Súlyozatlan egyenlőtlenségi mutatók (településnagyság-csoportok)

Év	Relatív szórás	Gini-együttható	Duál mutató	Hirschman–Herfindahl-index	Redundancia	Dalton-	Atkinson-
						mutató	
1988	0,235	0,126	1,475	0,0876	0,025	0,007	0,025
1989	0,262	0,141	1,542	0,0886	0,031	0,008	0,031
1990	0,292	0,157	1,628	0,0899	0,038	0,009	0,038
1991	0,307	0,167	1,695	0,0905	0,043	0,010	0,043
1992	0,341	0,183	1,761	0,0922	0,052	0,012	0,051
1993	0,349	0,187	1,777	0,0926	0,054	0,012	0,053
1994	0,356	0,191	1,805	0,0930	0,056	0,012	0,055
1995	0,344	0,185	1,775	0,0924	0,053	0,011	0,052
1996	0,339	0,183	1,758	0,0921	0,051	0,010	0,051

A 21. táblában a súlyozott relatív szórás értékei találhatók a különböző településnagyság-típusokon belül. A táblában a legtöbb esetben mind soronként (azaz évenként) mind oszloponként (ahogy a településnagyság csökken) a jövedelemegyenlőtlenségek növekedése figyelhető meg. Ez alól van néhány kivétel, például a 10 és 20 ezer fő közötti kategóriában nagyobb a relatív szórás mutatója, mint az 5 és 10 ezer fő közötti kategóriában 1989-ben, 1991-ben és 1993-tól. (Ezzel azonos összefüggést jelzett az itt nem részletezendő súlyozott Gini-együttható és a Hoover-mutató is.)

21. tábla

Súlyozott relatív szórás (településnagyság-csoportok)

Népességszám (ezer fő)	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.
	évben								
100–250	0,064	0,065	0,089	0,068	0,070	0,090	0,089	0,084	0,112
50–100	0,075	0,066	0,077	0,092	0,095	0,101	0,112	0,099	0,119
30–50	0,132	0,128	0,142	0,148	0,145	0,162	0,162	0,158	0,176
20–30	0,161	0,157	0,173	0,198	0,212	0,229	0,242	0,237	0,252
10–20	0,185	0,204	0,212	0,248	0,232	0,267	0,277	0,284	0,293
5–10	0,194	0,195	0,212	0,226	0,235	0,244	0,267	0,262	0,270
3–5	0,207	0,227	0,231	0,251	0,260	0,277	0,297	0,305	0,323
1–3	0,205	0,217	0,228	0,257	0,272	0,282	0,298	0,308	0,321
0,5–1	0,200	0,212	0,218	0,240	0,261	0,273	0,291	0,310	0,323
0,2–0,5	0,207	0,217	0,233	0,266	0,295	0,315	0,339	0,349	0,367
–0,2	0,226	0,240	0,256	0,318	0,324	0,348	0,373	0,414	0,418

Válaszolva a korábban megfogalmazott hipotézisre, összességében megállapítható, hogy hasonlóan a térségi elemzésekhez, a települési szempontú csoportosításban is a jö-

vedelmek egyre növekvő egyenlőtlenségei jellemzik a vizsgált időszakot: a jövedelmi trend tehát közös.

*

A dolgozatban az adóköteles jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek vizsgálatával foglalkoztunk. Az elemzés során több különböző egyenlőtlenségi koncepciónak megfelelő mutatót számítottunk különböző területi aggregáltsági szinteken. A számítási eredmények ismeretében megállapíthatjuk, hogy az egy főre jutó jövedelmek egyenlőtlenségei alaptendenciájukban mindvégig növekedtek a vizsgált periódusban, 1988 és 1996 között, és ez a tendencia minden vizsgált aggregáltsági szinten megfigyelhető volt.

Néhány olyan összefüggés megfigyelésére is lehetőségünk nyílt, melyek nagyrészt az alkalmazott módszertan eredményei. Ezek közé tartozott, hogy magasabb aggregációs szinten általában kisebb egyenlőtlenséget figyeltünk meg, mint az alacsonyabb szinteken. Ennek az az oka, hogy egy nagyobb aggregációs szint heterogénebb egységnek tekinthető jövedelemegyenlőtlenségek szempontjából, mint az alacsonyabbak, ezért ezek között kisebb egyenlőtlenségek figyelhetők meg, mint összességében. Erre jó példát szolgáltatott a megyék közötti és a megyéken belüli egyenlőtlenségek mértéke.

A növekvő egyenlőtlenségeket és a gazdasági fejlődéssel együtt járó polarizációt azonban jól tükrözik a számítási eredmények. Aggregációs szinttől és a vizsgált mutatótól függetlenül növekedtek az egyenlőtlenségek a vizsgálati periódus elejét (1988) és periódus végét (1996) összehasonlítva. Ugyanakkor a növekedési trend nem volt egyértelmű, bizonyos esetekben a növekedésben törés, enyhe kiegyenlítődéssé vált megfigyelhető az 1994-es évtől kezdődően. Ez a törés hangsúlyosabban jelentkezett a súlyozott mutatók esetében. Arra vonatkozóan, hogy ez a néhol megfigyelhető csökkenés az egyenlőtlenség mértékében átmeneti ingadozás, vagy a kilencvenes évek gazdasági átmenetét jellemző társadalmi polarizációs folyamat lelassulását, esetleg végét jelentené, későbbi kutatások feladata lesz választ keresni. (A kézirat lezártakor épp elemzésbe vett 1997. évi adatbázis elsődleges elemzése azt jelzi, hogy az 1994 után többfajta aggregációban és mutatószámokban tapasztalható stabilitás az évtized végére sem fordul kiegyenlítődéssé irányzatba, az 1997-es értékek az előző két év szintjén stabilizálódtak.)

Általánosan megfigyelhető összefüggés volt továbbá az is, hogy a súlyozott mutatók (kivéve egy-két külön is tárgyalt esetet) értékei általában meghaladták a súlyozatlan mutatókét. Hasonló tartalommal bír az a megfigyelés is, hogy az egyes aggregáltsági szinteken számított átlagos egy főre jutó jövedelmek rendre alatta maradtak a súlyozott átlag értékének, mely a tényleges egy főre jutó jövedelem értékét adja meg.

Nem feladata a tanulmánynak a feltárt egyenlőtlenségi irányzat okainak, belső struktúrájának részletes elemzése. Más vizsgálataink [9] alapján azonban erős hipotézisként megfogalmazható, hogy az átfogó tendenciaként kimutatott differenciálódás mögött az új hazai térszerkezetnek két rendkívül markáns regionális meghatározása áll: a főváros és a vidék éles dualizmusa szinte minden társadalmi jelzőszámokban, valamint a nyugati és a keleti országrész élesen elütő növekedési pályája (dinamikája, illetve válsága). E két hatás alól csupán egy-egy térség vagy egyedi település képes kitörni, ez azonban egyetlen térségi szinten illetve településcsoportban sem változtatja meg a közös tendenciát: a növekvő jövedelemegyenlőtlenségeket.

IRODALOM

- [1] *Atkinson, A. B.*: On the measurement of inequality. Megjelent: *Wealth income and inequality*. Szerk.: *Atkinson, A. B.*. Oxford Univ. Press. 1980. 409 old.
- [2] *Bódi Ferenc – Obádovics Csilla – Mokos Béla*: Adózás, jövedelemkülönbségek Magyarországon. *Területi Statisztika*. 1999. évi 2. sz. 131–147. old.
- [3] *Eichorn, W.*: On a class of inequality measures. Megjelent: *Distributive justice and income*. Szerk.: *Gaertner, W. – Pattanaik, P. K.* Springer-Verlag, Berlin. 1988. 171 old.
- [4] *Dr. Hajdu Ottó*: A szegénység mérőszámai. Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Statisztikai módszerek – Témadokumentáció 22. Budapest. 1997. 99 old.
- [5] Jövedelemeloszlás Magyarországon, 1995. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1998. 114 old.
- [6] *Kovács Csaba*: A települési és térségi jövedelemegyenlőtlenségek az adóköteles jövedelmek és a nyugdíjak alapján. Megjelent: *Társadalmi–területi egyenlőtlenségek Magyarországon*. Szerk.: *Enyedi György*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 1993. 359–383. old.
- [7] *Kovács Csaba*: Területi jövedelemegyenlőtlenségek. MTA Stratégiai Kutatások Programja. III/1/A altéma. (Kézirat.)
- [8] *Krzscha, M.*: A new compromise measure of inequality. Megjelent: *Models and measurement of welfare and inequality*. Szerk.: *Eichorn, W.* Springer-Verlag, Berlin. 1994. 111–119. old.
- [9] *Nemes Nagy József*: A fekvés szerepe a regionális tagoltságban. Megjelent: *Munkaerőpiac és regionalitás*. MTA Konferencia. Szirák. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. 1998. 147–167. old.
- [10] *Nemes Nagy József*: A tér a társadalomkutatásban. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület. Ember–Település–Régió sorozat. Budapest. 1998. 260 old.
- [11] *Ruttkay É.*: Területi és települési különbségek a lakossági jövedelmekben. *Pénzügyi Szemle*. 1997. évi 9. sz. 689–702. old.

TÁRGYSZÓ: Területi statisztika. Jövedelemegyenlőtlenségek. Egyenlőtlenségi mutatók.

SUMMARY

The paper investigates spatial differences of taxable income at different aggregational levels during the transition period 1988–1996 of the Hungarian economy. For the measuring inequalities 13 different inequality indices are used. By comparison of the measured inequality of different indices and regional levels it can be concluded that there is a definite increasing gap in this period. The first part of the period (1988–1994) can be characterized by a jump in the inequality at every aggregational level, while after 1994 the inequalities seem to be stabilized at this higher level. The results concern not only the tendencies of the whole country but the authors computed concrete measures of inequalities inside the regions, counties, micro-regions and also the settlement-size groups. These measures indicate a growing tendency in inequality inside the different regional levels.