

TÓTH ISTVÁN GYÖRGY

Jövedelemegyenlőtlenségek – tényleg növekszenek, vagy csak úgy látjuk?

A cikk a jövedelemeloszlás magyarországi trendjeit tekinti át az elérhető KSH- és Tárki-adatbázisok alapján. A jövedelmi egyenlőtlenségek népességcsoportok szerinti tényezőkre bontásának segítségével vizsgálja meg, hogy milyen átrendeződések történtek az egyenlőtlenségek szerkezetében 1987 és 2001 között. Megállapítja, hogy miközben a rendszerváltás táján jelentős volt az egyenlőtlenségek növekedése, és az aggregált mutatók a kilencvenes évek második felében már nem mutattak emelkedést, figyelemreméltó belső átstrukturálódás zajlott le az utóbbi időszakban is. Míg 1987–1992 között inkább a háztartások foglalkoztatottsági szerkezetében bekövetkezett változások befolyásolták a legerősebben az egyenlőtlenség alakulását, utána folyamatosan és markánsan az életkor–jövedelmi profilok megváltozása gyakorolta a legnagyobb hatást az egyenlőtlenségekre. A változatlan összesített mutatók mellett jelenlevő belső szerkezeti mozgások magyarázatot adhatnak arra a látványos paradoxonra, amely a közvélemény helyzetérzékelése és a jövedelemstatisztikák adatai között fennáll.

Journal of Economics Literature (JEL) kód: D31, O15.

Bevezetés és problémafelvetés

Magyarországon az emberek abszolút többsége úgy gondolja, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek túl nagyok. 1990-ben 75 százalék, 1992-ben 84 százalék értett egyet ezzel a kijelentéssel (*Kolosi* [1990], *Sági* [1996]). 1999-re a Tárki ISSP-vizsgálat¹ eredményei szerint ez az arány már 93 százalék volt, későbbi vizsgálatok szintén egy ilyen érzet széles körű elterjedtségére engednek következtetni. Önmagában persze az így feltett kérdés keveset mond az egyenlőtlenségek részleteinek, kialakulási mechanizmusának értékeléséről, és más módszerekkel esetleg valamelyest eltérő vélemény szerkezetet fogunk találni (*Tóth* [1992]; *Medgyesi* [1997]). Mindazonáltal az aligha vitatható, hogy kilencvenes évek során a népesség nagy és növekvő aránya érzékelte nagynak és növekvőnek a jövedelemegyenlőtlenségeket, és az értelmiségi diskurzusban is sokszor fejeződik ki egy efféle vélemény. Ez nyilván (sok más mellett) egyik eleme lehetett annak is, hogy a „megkeseredett rendszerváltás” érzete széles körben elterjedt a magyar társadalomban (*Róbert* [1996]).

Ugyanakkor a szisztematikusan gyűjtött adatokra² épített, a szegénységgel és a jövedelemeloszlással kapcsolatos tanulmányok (*Andorka–Spéder* [1996], *Galasi* [1998],

¹ International Social Survey Project.

² Ezek közül a KSH fogyasztás- és jövedelemfelvételekről, a Magyar Háztartás Panelről, a Tárki Háztartás Monitor elnevezésű vizsgálatáról a *Függelék* részletesebben is beszámol.

Havasi és szerzőtársai [1998], *Kattuman–Redmond* [1997], *Spéder* [2002], *KSH* [1998], *Kolosi* [2000], *Kapitány–Molnár* [2002], *Tóth* [2002a]) nem, vagy csak részben igazolják vissza a jövedelemegyenlőtlenségek töretlen növekedésének téziséét. Ezek szerint a jövedelemegyenlőtlenségek növekedése a rendszerváltást jóval megelőzően kezdődött. Az átmenet idején, a kilencvenes évek elején tapasztalt a gazdasági visszaesés következtében megugrott, utána viszont lényegében stagnálást mutatnak az egyenlőtlenségi mérőszámok. A magyar fejleményeket nemzetközi kontextusban bemutató tanulmányok többé-kevésbé egyetértenek abban is, hogy az egyenlőtlenségek nagysága Magyarországon kezdetben nem volt és később sem vált kiugróan magassá az európai országokban mérthez képest sem, és különösképpen nem a tőlünk keletre levő országokhoz viszonyítva (*Andorka–Ferge–Tóth* [1997], *Atkinson–Micklewright* [1992], *Förster* [2000], *Flemming–Micklewright* [1999], *Förster–Tóth* [1997a], [1997b], *Förster–Szivós–Tóth* [1999], *Milanovic* [1998]).

Ebben a cikkben azt kereselem, hogyan változtak a jövedelemegyenlőtlenségek fontosabb mutatói az utóbbi évtizedekben. Milyen szakaszokra osztható az elmúlt időszak ebből a szempontból? Mi lehet a gyökere az egyenlőtlenségekkel kapcsolatos percepció és a mért adatok közötti látszólagos ellentmondásnak? Miért érezzük növekvőnek az egyenlőtlenségeket, ha azok nem, vagy nem a feltételezett mértékben nőnek? Miért nem mérjük az aggregált mutatókat olyannak, ami a mindennapi percepcióinkat jobban igazolná? A cikk második része újra áttekinti a szisztematikusan gyűjtött empirikus társadalomkutatói adatok alapján a magyarországi rendszerváltás során kialakult egyenlőtlenségi rendszerről szerzett ismereteket. A harmadik rész a jövedelmi egyenlőtlenségek társadalmi csoportok közötti dekompozíciójának segítségével megvizsgálja, hogy a kilencvenes évek második felében tapasztalható, lényegileg stagnáló mutatókkal jellemezhető egyenlőtlenségi rendszerben milyen szerkezeti változások mentek végbe. Azt feltételezem, hogy a különböző társadalmi-demográfiai jellemzőkkel leírható csoportokat eltérő mértékben érintette a gazdasági átmenet, majd az egyenlőtlenségek tényezőkre bontásának módszerével azt vizsgálom, hogy az összes egyenlőtlenség alakulásában mekkora szerep tulajdonítható egyik vagy másik tényezőnek. A negyedik részben a tanulmány összefoglalása mellett hipotéziseket fogalmazok meg a fent említett paradox helyzet feloldására.

A jövedelmi egyenlőtlenségek alakulása 1962–2001 között

Az egyenlőtlenségek hosszú távú trendjei

Az egy főre jutó háztartási jövedelmek személyi eloszlására vonatkozó egyenlőtlenségi mutatók időszora szerint a jövedelmi egyenlőtlenségek 1962 és 1982 között alapvetően csökkentek. Ezt a csökkenő tendenciát csak kissé törte meg a vélhetően az „új gazdasági mechanizmus” hatvanas-hetvenes évek fordulóján történt bevezetésének tulajdonítható enyhe emelkedés 1972-ben. Az egyenlőtlenségek a rendszerváltás általánosan elfogadott időpontjánál sokkal hamarabb, 1982 után növekedésnek indultak, amikor a gazdasági tevékenységek liberalizációja (több piaci jellegű elem bevezetése a gazdasági rendszer működésébe) jellemezte a gazdaságpolitikát. Az egyenlőtlenségek növekedése ugyanakkor a gazdasági rendszerváltás kezdetével természetesen felgyorsult az évtizedforduló környékén. Tehát 1982 és 1987 között kisebb mértékben, az ezt követő tíz évben viszont jelentősebben növekedtek az egyenlőtlenségek, majd 1996 és 2001 között lényegileg egy nagyon kicsit emelkedő, inkább csak stagnáló trendet tapasztalhattunk.³

³ A KSH által 1996-ban végzett jövedelemeloszlási vizsgálat adatai (*KSH* [1998]; *Havasi és szerzőtársai* [1998]; *UNDP–MTA VK* [é. n.]) az itt közölt 1995-ös értékekhez nagyon közeliek. *Havasi és szerzőtársai*

Az adatokból feltételezhető, hogy az egyenlőtlenségek változása a vizsgált időszaknak legalább egy részében alapvetően a szélső decilisekben élők jövedelmi helyzetének alakulásával volt összefüggésben. Erre enged következtetni, hogy a jövedelemeloszlás középső szegmensében bekövetkező változásokra érzékeny Gini-együttható a csökkenés időszakában enyhébben esett, a növekedés időszakában viszont kevésbé erőteljesen emelkedett, mint az alsó és a felső decilis átlagjövedelmeinek a hányadosa (*1–2. ábra*).⁴ A legfelső decilis részaránya az összes jövedelemből (leszámítva a már említett 1972-es kisebb törést) szintén csökkent az első húsz évben, majd 1992 után emelkedni kezdett 1996-ig, amikortól 2001-ig lényegileg nem változott. A szélső értékekre szintén kevésbé érzékeny percentilis arányok (P90/P50 és P50/P10) összevetése alapján 1982 és 1992 között inkább a legfelső decilis és a középső decilisek közötti távolság nőtt meg, míg a középső és az alsó decilis közötti távolság alig változott (tehát a gazdagok lettek gazdagabbak a középrétegekhez és a szegényekhez képest), majd 1992 és 1996 között a középrétegek és a szegények közötti távolság jelentősebb megnövekedését tapasztalhattuk. 1996 és 2001 között viszont mind a P90/P50, mind a P50/P10 arányok csökkentek (miközben a szélső decilisek részesedésének hányadosát mutató S10/S1 hányados értéke stagnált vagy csak kissé emelkedett), ami szintén arra utal, hogy a jövedelemeloszlásnak a decilissel nem mérhető (legalsó vagy legfelső három-öt százalékot érintő) részében növekedhetett jelentősebb mértékben a jövedelemegyenlőtlenség.

Jövedelemegyenlőtlenségek 1987 és 2001 között – objektíven és szubjektíven

Az 1987 és 2001 közötti időszakban a személyi ekvivalens jövedelmek eloszlására számított Gini-együtthatók, az általánosított entrópia mutatói és az Atkinson-mérőszámok⁵ hasonló trendet mutatnak, mint az egy főre jutó jövedelmek eloszlásának idősorai (*1. táblázat*). Az egyenlőtlenségek csökkenő mértékben növekedtek az egymást követő három

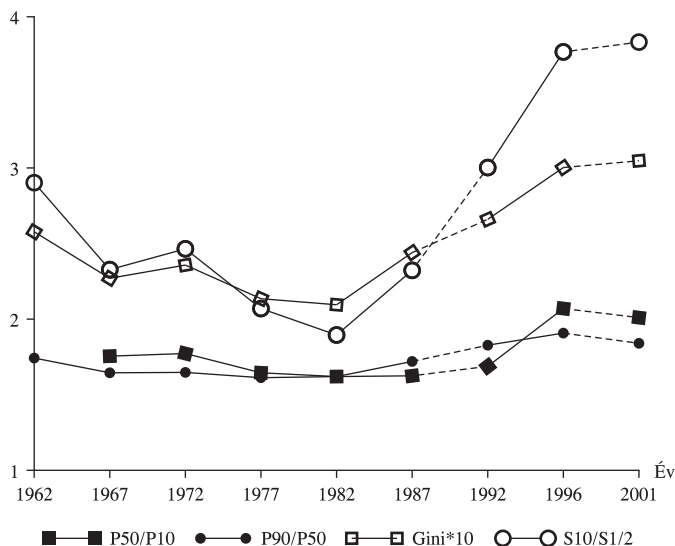
szerint például S10/S1:7,58, Éltető-Frigyes-index: 2,36, Robin Hood-index: 21,0, Gini: 0,296. Ez a két egymástól teljesen független becslés tehát megerősíti egymást. Ezek az eredmények egyébként nagy vonalakban, a trendeket tekintve konzisztensek Galasi Péter 1995-ös, illetve 1998-as eredményeivel (*Galasi* [1995], [1998]) is, de az egyes mutatók közvetlen összehasonlítása nehézkes, hiszen Galasi Péter egy főre jutó jövedelmeket használ és háztartások közötti egyenlőtlenségeket vizsgál.

⁴ *Redmond-Kattuman* [1999] szerint egyébként az 1987–1993 közötti időszakban a jövedelemeloszlás alsó és felső széleire érzékeny egyenlőtlenségi mutatók (a Theil-mutató és a relatív szórás) egyaránt erőteljesen emelkedtek, miközben a közép-érzékeny Gini-koefficiens sokkal kevésbé nőtt. Szerintük tehát ebben az időszakban a jövedelemeloszlás alapvetően a széleken változott, ez vezetett az időszak egészét jellemző növekedéshez. Magyarázatra szorul azonban, hogy az ő elemzésükben miért csökkent szignifikánsan az egyenlőtlenség mértéke az 1989–1991 közötti időszakban.

⁵ A Gini-koefficiens előnye, hogy lehetséges értékeinek halmaza jól definiált terjedelmet vehet fel (0 és 1 között), ennél fogva könnyen interpretálható. A Gini-mutató egy kiterjesztése képes arra, hogy negatív jövedelmeket is tekintetbe vegyen. A Gini-mutató nem egyéb, mint a népesség összes tagja által birtokolt jövedelmek súlyozott összege, ahol a súlyokat az adott jövedelmbirtokosok nagyság szerinti rangpontszáma adja. Az általánosított entrópia mérőszámainak családjába tartozó eszközök előnye nemcsak az, hogy megfelelnek az egyenlőtlenségi mérőszámokkal szemben támasztott fontosabb követelményeknek (transzferérzékenyek, skálafüggetlenek, megfelelnek a monotonitási, skálafüggetlenségi és anonimitási axiómáknak), hanem az is, hogy tényezőkre bonthatók, aminek jó hasznát vesszük a következőkben. Az Atkinson-féle mérőszám előnye viszont az, hogy az alkalmazott paraméter megfelelő társadalmi jóléti megfontolások és igazságossági preferenciák is beépíthetők a mérőszámba. A szóródási típusú egyenlőtlenségi mérőszámok elemzéséhez Sen egyszerű, ám filozófiai értelmét tekintve mély írása (*Sen* [1973]) mellett *Jenkins* [1991] lényegre törő elemzése, valamint *Cowell* [1995], [1998] alapos, sok részletre kiterjedő írása, magyarul pedig *Hajdú* [1997] szolgáltalt alapot. A számítás során a bevezetőben említett okok miatt ekvivalens jövedelmekkel számoltam, ahol a háztartás létszámot $e = 0,73$ rugalmassági együtthatóval korrigáltam. Az eljárás indoklása a *Függelékben* található.

1. ábra

Az egy főre jutó háztartási jövedelmek személyek közötti eloszlásának néhány fontosabb egyenlőtlenségi mutatója Magyarországon, 1962–2001

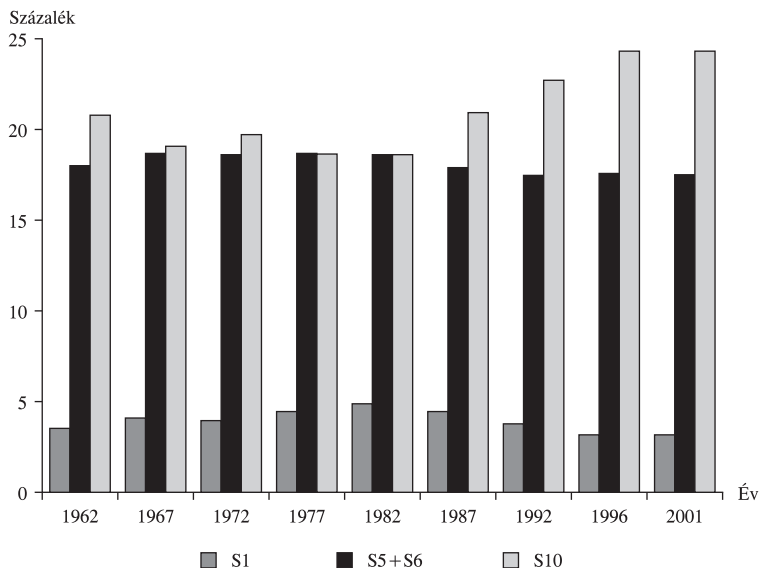


Magyarázat: lásd a Függelék F2. táblázat magyarázatát.

Forrás: 1962–1987: KSH jövedelemfelvételek alapján Atkinson–Micklewright [1992] HI1. táblázat; 1992–1996: Magyar Háztartás Panel I–VI. hullámai, 2001: Tárki Háztartás Monitor, 2001.

2. ábra

Az egyes egy főre jutó jövedelmek szerint képzett személyi decilisek százalékos részesedése az összes jövedelemből, 1962–2001



Magyarázat: lásd a Függelék F2. táblázat magyarázatát.

Forrás: 1962–1987: KSH jövedelemfelvételek alapján Atkinson–Micklewright [1992] HI1. táblázat; 1992–1996: MHP I–VI. hullámok, 2001: Tárki Háztartás Monitor, 2001.

1. táblázat

Személyi ekvivalens jövedelmek eloszlása Magyarországon néhány fontosabb egyenlőtlenségi mutató alapján, 1987–2001

Mutató	1987	1992	1996	2001	2001/ 1987 (százalék)	1992/ 1987 (százalék)	1996/ 1992 (százalék)	2001/ 1996 (százalék)
Gini	0,236	0,263	0,290	0,298	26	12	10	3
GE(0)	0,092	0,121	0,143	0,145	58	31	19	1
GE(1)	0,024	0,030	0,035	0,035	49	26	19	0
Atkinson (0,25)	0,046	0,058	0,069	0,069	51	27	19	0
Atkinson (0,5)	0,097	0,129	0,159	0,149	55	33	24	-6

$$\text{Gini: } G = 1/n(n-1) \sum_{i=1, \dots, n} \sum_{j=1, \dots, n} |y_i - y_j|$$

$$\text{Általánosított entrópia mérőszáma: } GE(\alpha) = (1/(\alpha^2 - \alpha)) \left[(1/n) \sum_{i=1, \dots, n} (y_i/\mu)^\alpha - 1 \right], \text{ ha } \alpha \neq 0, 1 \text{ és}$$

$$GE(0) = \text{MLD} = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} \log(\mu/y_i), \text{ ha } \alpha = 0 \text{ és}$$

$$GE(1) \text{ (Theil-mutató)} = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} (y_i/\mu) \log(y_i/\mu), \text{ ha } \alpha = 1.$$

$$\text{Atkinson-mutató: } A_\varepsilon = 1 - \left[(1/n) \sum_{i=1, \dots, n} (y_i/\mu)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)}, \varepsilon \geq 0, \text{ de } \varepsilon \neq 1 \text{ esetén és}$$

$$A_\varepsilon = 1 - \exp \left[(1/n) \sum_{i=1, \dots, n} \ln(y_i/\mu) \right], \varepsilon = 1 \text{ esetén, ha } \exp(\cdot) = e^{(\cdot)},$$

ahol n a mintában szereplő megfigyelési egységek száma, y_i az i -edik megfigyelési egység jövedelme, μ az összes y_i számtani átlaga, α és ε pedig olyan paraméterek, amelyeket attól függően adunk, hogy milyen súlyt szánunk az eloszlás különböző szintjein levő megfigyelési egységek jóléti szintjének. α alacsonyabb értékeivel a jövedelemeloszlás alsó régióira érzékenyebb mérőszámot hozunk létre, a magasabb értékei pedig az eloszlás magasabb tartományait teszik érzékenyebbé a mutatót.

Forrás: 1987: KSH jövedelemfelvétel, 1992, 1996: MHP, 2001: Társi Háztartás Monitor.

periódusban (vagyis 1987–1992, 1992–1996 és 1996–2001 között). A jövedelemeloszlás közepére érzékenyebb Gini-mutató változékonysága kisebb volt, mint a jövedelemeloszlás szélére érzékenyebb GE(1) mutatóé. A magasabb paraméterrel (ami a gazdagok iránti kisebb, a szegények helyzetével kapcsolatosan viszont nagyobb fokú „empátiát” tükröz) ellátott Atkinson-mutató viszont a periódus végén még csökkent is, ami egybevág azzal, amit a percentilis arányokkal kapcsolatosan fentebb találtunk.

Összességében az egyenlőtlenségek nagysága az 1987–2001 közötti periódusban a GE(0) értékével mérve, mint láttuk, mintegy 58 százalékponttal, 0,092-ről 0,145-re emelkedett. Ennek a növekedésnek a legnagyobb ugrása az 1987–1992 közötti periódusra tehető, amikor a GE(0) értéke 0,092-ről 0,121-re emelkedett, ami 29 pontos emelkedést (százalékosan mintegy 31 százalékot) jelentett. Az időszak elején tapasztalt jelentős növekedés után a kilencvenes évek második felében már alig változott az aggregáltan mért egyenlőtlenségek terjedelme.

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 növekedése egyben a szélső értékek közötti különbségek növekedésével is járt.

Ugyanebben az időszakban, 1987 és 1999 között drasztikusan átrendeződött az a kép, ami az emberek fejében a társadalom szerkezetéről él. 1987-ben a megkérdezettek fele még valamilyen középosztályos társadalomképet választott akkor, amikor alternatív rajzolatok közül kellett a magyar társadalomra leginkább illőt megjelölnie a felkínáltak közül (egyharmad szerint a legtöbben középen voltak, mintegy 20 százalék szerint pedig a társadalom egy piramishoz volt hasonlatos, ahol a piramis széles talpa alatt egy kis létszámú társadalmi csoport helyezkedett el). 1999-ben a megkérdezettek 60 százaléka szerint „kevesen vannak fent, nagyon kevesek középen, a nagy tömegek pedig alul”. Mindemellett a válaszadók újabb egynegyede a piramis alakzatot tartotta a leginkább adekvátnak a társadalmi egyenlőtlenségek jellemzésére. Ez így együtt azt jelenti, hogy a többség egy általános lecsúszási folyamatot, vékonyodó középosztályt és elitet képzelt (Kolosi [2000]). Az egyenlőtlenségeket már 1990-ben is a megkérdezettek háromnegyede, a kilencvenes évek végén pedig már több mint kilencziede tartotta túl nagyknak. Ez azzal párosult, hogy a rendszerváltás utáni Magyarországot a többi rendszerváltó országgal összevetve nálunk különösen magas a saját jövedelmeikkel, életszínvonalukkal elégedetlenek aránya (Rose-Haerpfer [1994], Andorka [1996], Lengyel-Tóth [1996]). Mindez az 1990-es évek során csak viszonylag keveset változott, bár az elégedettség görbéje trendjében késleltetéssel, de határozottan követi a transzformációs visszaesés kronológiáját (Sági [2001]).

Ennek ismeretében kétszeresen is fel kell tennünk a kérdést: vajon az egyenlőtlenségek stagnálnak mért aránya azt jelentette-e, hogy valóban nem történt változás, vagy esetleg olyan változások történtek, amelyeket az aggregált mutatók nem mutattak ki? Esetleg nem arról van-e szó, hogy az emberek percepciói is helyesek, érzékenyek voltak, az alkalmazott mérőszámok viszont valamit elmulasztottak jelezni? Ennek a kérdésnek a megválaszolásához szükség van az egyenlőtlenségek belső szerkezetének vizsgálatára.

Az egyenlőtlenségek szerkezetének átalakulása

Az itt következő elemzésben néhány egyszerű, jól megfigyelhető, ám annál fontosabb dimenzióban vizsgálom az egyenlőtlenségek alakulását.⁶ Azt igyekszem számszerűsíteni, hogy az aggregált egyenlőtlenségek alakulásához mekkora mértékben járult hozzá a kérdéselt háztartások háztartásfőinek életkora, iskolázottsága, etnikai hovatartozása, illetve a háztartások munkapiaci összetétele és gyermekszáma alapján definiált részhalmozokon belüli és azok közötti egyenlőtlenség-növekedés. Az elemzésben mindegyik dimenzióban megvizsgálom az átlagos logaritmikus eltérés [MLD, azaz a GE(0)-mutató] alakulását az egyes részhalmozokra vonatkozóan (ezeket a *F3. táblázat* tartalmazza), majd megnézem, hogy az egyes években a szóban forgó dimenziók mekkora mértékben befolyásolták az egyenlőtlenség mértékét (*F4. táblázat*). Végül azt vizsgálom, hogy az egyenlőtlenségi mutatók változásában mekkora szerepet játszottak az egyes csoportokon belüli, illetve az egyes csoportok közötti egyenlőtlenségek és az időközben esetleg lezajlott strukturális változások (*F5. táblázat*).

⁶ Hangsúlyozni szeretném: a megfigyelhetőség nemcsak azért fontos, hogy könnyebb legyen a szociológiai adatfelvétel adatainak elemzése. Azért is, mert – kiinduló kérdésünkre visszautalva – az emberek az egyenlőtlenségek egészére, ennél fogva a többi ember becsült/elképzelt/hitt jövedelmeire vonatkozó értékelő megállapításait is a jól megfigyelhető jellemzők alapján teszik meg.

Az egyenlőtlenségek tényezőkre bontásának módszere

Az egyenlőtlenségek mértékének tényezőkre bontásához nagyon kényelmes és intuitíve jól értelmezhető mérőszámot kapunk, ha az anonimitási, népességfüggetlenségi, transzfer-, skálafüggetlenségi és tényezőkre bonthatósági axiómáknak egyaránt megfelelő (Cowell [1995]) általánosított entrópia (*Generalized Entropy, GE*) mérőszámok osztályából választunk mutatót. Az átlagos logaritmikus eltérés (*mean logarithmic deviation, MLD*) mutatót a következőképpen definiálhatjuk:

$$MLD = GE(0) = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} \log(\mu / y_i),$$

ahol n a mintában szereplő megfigyelési egységek száma, y_i az i -edik megfigyelési egység jövedelme, μ az összes y_i számtani átlaga. Az MLD-mutatót tehát lényegében úgy kapjuk, hogy az eloszlás egyedi értékeivel elosztjuk az átlagértéket, majd a kapott értékek logaritmusainak átlagát vesszük.

Az MLD számos pozitív tulajdonságai közül azt használjuk ki, hogy additív módon tényezőkre bontható (Shorrocks [1980]), tehát a vele bizonyos $D(y_i)$ eloszlásra mért egyenlőtlenségek nagysága előállítható a $D(y_i)$ által magában foglalt, egymást kölcsönösen kizáró résznépességek egyenlőtlenségi értékeinek összegeként. A dekompozíciós eljárás ismertetéséhez Jenkins [1995] alapján vezessük be még a következő jelöléseket.

Legyen v_k a népesség k részhalmazának aránya a teljes népességben, tehát $v_k = n_k/n$, továbbá λ_k a k népességcsoport átlagjövedelmének aránya a népesség egészének átlagjövedelméhez, tehát $\lambda_k = \mu_k/\mu$, és θ_k a k népességcsoport részesedése a népesség összes jövedelméből, tehát $\theta_k = v_k/\lambda_k$.

Az MLD-index segítségével kifejezett teljes egyenlőtlenség felbontható két komponens összegére:

$$MLD = \sum_k v_k MLD_k + \sum_k v_k \log(1/\lambda_k).$$

A kifejezés első része a „csoporton belüli” egyenlőtlenséget jelöli: ez az egyes résznépességeken belüli egyenlőtlenségek súlyozott átlaga. A kifejezés második része a „csoportok közötti” egyenlőtlenséget mutatja, ami nem más, mint az egyenlőtlenségnek az a mértéke, ami akkor állna fenn, ha a részhalmazok minden egyes tagjának a jövedelmét pontosan a csoport átlagával helyettesítenénk be. Mivel a csoportokon belüli és a csoportok közötti egyenlőtlenség összege pontosan megegyezik az összes egyenlőtlenség nagyságával, az egyes komponenseket százalékos formában is felírhatjuk.

Az időbeli változások nyomon követésére szükség lehet az egyenlőtlenség *változásának* tényezőkre bontására. Az MLD két időpont, t és $t + 1$ közötti változása (ΔMLD) a következőképpen írható fel (Mookherjee–Shorrocks [1982] nyomán Jenkins [1995]):

$$\begin{aligned} \Delta MLD &\equiv MLD_{(t+1)} - MLD_{(t)} = \\ &= \sum_k v_k \Delta MLD_{(k)} + \sum_k MLD_{(k)} \Delta v_k - \sum_k [\log(\lambda_k)] \Delta v_k - \sum_k v_k \Delta \log(\lambda_k) \equiv \\ &\equiv \sum_k v_k \Delta MLD_{(k)} + \sum_k MLD_{(k)} \Delta v_k - \sum_k [\lambda_k - \log(\lambda_k)] \Delta v_k + \sum_k (\theta_k - v_k) \Delta \log(\mu_k). \end{aligned}$$

[A komponens] [B komponens] [C komponens] [D komponens],

ahol az aláhúzott kifejezések a t és $t + 1$ periódusra vonatkozó értékek átlagát jelölik.

Azért, hogy a különböző dimenziók mentén megvalósított tényezőbontások könnyebben értelmezhetők legyenek, érdemes a változások *arányait* figyelembe venni, ezért az

F5. táblázatban feltüntetjük az egyenlőtlenségváltozás mértékét a kiinduló időpontra vonatkozó érték százalékában. ($\% \Delta \text{MLD} = \Delta \text{MLD} / \text{MLD}_{(t)}$). A fenti tényezőkre bontás egyes komponensei közül az *A* komponens az egyenlőtlenség növekedésének „tisza” hatását jelöli (ez a csoporton belüli egyenlőtlenség növekedésének köszönhető), a *B* és *C* komponensek az egyes részhalmazok népességarányaiban bekövetkezett strukturális hatásokat mutatják, míg a *D* komponens méri az egyes csoportok relatív jövedelmeiben bekövetkezett változások hatását (*Jenkins* [1995]).

Empirikus eredmények: az egyenlőtlenség dimenziói

A **háztartásfő neme** szerint képzett csoportok közötti különbségek tekintetében semmilyen változást sem tapasztalhatunk a vizsgált időszakban. A férfi háztartásfők háztartásaiban élők között a jövedelmek szóródása minden adatpontban nagyobb, mint a női háztartásfőkkel jellemzett háztartások tagjai között. Mindkét nemen belül nőttek az egyenlőtlenségek, nem változott viszont a nemek közötti relatív jövedelempozíció, és nem változott a szóródás egymáshoz viszonyított aránya sem.⁷ Az egyenlőtlenségeket teljes mértékben a nemeken belüli egyenlőtlenségek magyarázzák, és nincs szerepe a nemek közötti különbségeknek, továbbá mindez időben sem változott 1987 és 2001 között (*F3. táblázat*).

Az **életkori csoportok közötti különbségek** – az aggregált egyenlőtlenségeken belül – szintén viszonylag kis magyarázattal szolgálnak: az egyes életkori csoportok közötti különbségek mintegy 2–6 százalékban határozták meg az MLD nagyságát a periódus során (*F4. táblázat*). Keveset változott az egyes életkori csoportok relatív jövedelempozíciója is (*F3. táblázat*). A 18 éves és fiatalabb népesség jövedelme csökkent az átlaghoz képest (1987-ben az átlag 93 százalékával rendelkeztek, szemben a 2001-es évben tapasztalt 86 százalékkal), miközben a 60 év felettiak relatív pozíciója javult (az átlaghoz képest vett lemaradásuk 16 százalékról mintegy 10 százalékra csökkent). Látni kell azonban, hogy az egyes életkori csoportokon belül egymással ellentétes irányú változások zajlottak le. A 35 év alatti háztartásfők háztartásaiban 0,092-ről 0,195-re növekedett az MLD értéke. Ez azt jelenti, hogy 1987-ben a fiatalok háztartásai között még az átlagnak megfelelőek voltak az egyenlőtlenségek, 2001-ben viszont már (helyenként jelentősen) nagyobbak lettek. Az időskorúak közötti egyenlőtlenségek 1987 és 1992 között nőttek, majd a kilencvenes évek hátralevő részében csökkentek. Hozzá kell tenni, az egyes időszakokban végig az életkori csoportokon belüli és nem az életkori csoportok közötti egyenlőtlenségek növekedéséből származott az MLD aggregált értékének növekedése (*F5. táblázat*), tehát nemcsak az egyes életkori csoportok relatív jövedelmi helyzetének változása gyakorolt kis hatást a szóródásra, hanem a strukturális hatás is kicsi volt.

Az **iskolázottság** gyakorolta minden kétséget kizáróan a legnagyobb hatást az egyenlőtlenség nagyságára és annak változására.⁸ Ezen belül az egyes iskolai szintek eltérő megtérülése és a szerkezeti változások egyaránt szerepet játszottak. 1987-ben az összes egyenlőtlenség 8 százalékát magyarázta a háztartásfő iskolázottsága, 2001-re ez az arány

⁷ Meg kell jegyezni ugyanakkor, hogy ha az egyenlőtlenségeket csak a megkérdezett férfiak és nők között vizsgáljuk, akkor 1987-ben még valamelyest nagyobb volt a nők közötti egyenlőtlenség mértéke, mint a férfiak közötti egyenlőtlenségé.

⁸ A népesség iskolázottsági szerkezetének személyi szinten bekövetkező változása bonyolult áttételeken keresztül jelenik meg a háztartásfők iskolázottsági szerkezetében. A férfiak és a nők iskolázottságának eltérő ütemű változása, a különböző korszakok eltérő iskolázottsági szintje és együttélési mintái, valamint a háztartásfő meghatározásának időbeli változásai, mind szerepet játszanak. A tanulmány végig a háztartásfők iskolázottságával foglalkozik.

27 százalékra emelkedett (F4. táblázat).⁹ Az iskolázottság dimenziójában a csoportok közötti különbségek változásának magyarázatát tekintve azonban, úgy tűnik, a vizsgált időszakban a trendek nem mutatnak teljesen egységes irányba. 1987 és 1996 között az egyes csoportok relatív jövedelmi pozíciójának változása jelentős mértékben járult hozzá az összes egyenlőtlenség változásához (például 1992 és 1996 között az MLD 19 százalékos emelkedéséből 12 volt köszönhető a relatív jövedelemváltozásnak). 1996 és 2001 között azonban a csoportok közötti és a csoportokon belüli egyenlőtlenség változása is csökkentette a teljes egyenlőtlenséget, a szerkezeti változások azonban növelték (F5. táblázat). Hozzá kell tenni, hogy az iskolázottság megtérülésének javulását három különböző tényező is okozhatta. Egyfelől volt egy szelektációs jellegű „tisztulási” folyamat a munkapiacra, mivel a „munkahelyrombolás” jelentős mértékben érintette a relatíve túlfizetett, de alacsony képzettséget igénylő munkákat. Másfelől a munkapiacra benmaradók között felszabadulhatott az a szocializmusban mesterségesen fenntartott korlát, ami a szellemi típusú munkákat alulértékeltette, a fizikai munkákat pedig túlértékeltette. Végezetül, nagyon fontos lehetett az is, hogy a megjelenő/emelkedő új ágazatok magas képzettségű alkalmazottakat kerestek, amikor még belőlük, különösen néhány képességkombinációban igen alacsony volt a kínálat.

A háztartások munkapiaci jellemzői. A gazdasági rendszerváltás társadalmi szempontból legmaradandóbb és az életkörülményeket leginkább meghatározó tendenciája a munkapiacnak a gazdaság strukturális átalakulása miatt bekövetkező átrendeződése volt. Most a dekompozíciós elemzésben (a háztartásfő foglalkoztatottságát, illetve a háztartásban levő foglalkoztatottak számát magában foglaló változó segítségével) a háztartások munkapiaci jellemzőit vizsgálva is megmutatkozik a munkapiaci átrendeződés egyenlőtlenségekre gyakorolt hatása.

Relatív jövedelmi pozícióikat tekintve, azok a háztartások vannak a legjobb helyzetben, amelyekben a háztartásfőn kívül van más foglalkoztatott is. Az ilyen háztartások 1987-ben az átlagnál mintegy 11 százalékkal rendelkeztek magasabb egy fogyasztási egységre jutó jövedelemmel, 2001-ben pedig már 21 százalékkal (F3. táblázat). Ez azért tekinthető jelentős emelkedésnek, mert lényegében ez az egyedüli csoport, amelyik átlag feletti jövedelmi szinttel rendelkezett a periódus végén. A legalacsonyabb a jövedelmi szintje azoknak a háztartásoknak, ahol a háztartásfő inaktív.¹⁰ A jövedelmi szint nyilvánvalóan függ attól, hogy a háztartásban van-e valaki, aki foglalkoztatott, még akkor is, ha a háztartásfő maga nem az. Az egyes csoportok belső egyenlőtlenségeit tekintve, az inaktívak a leginkább heterogén (egyenlőtlen) csoport (F3. táblázat).

1987 és 2001 között az összes aggregált egyenlőtlenséggel nagyjából összhangban emelkedett minden munkapiaci háztartáscsoport belső egyenlőtlensége, leszámítva a nyugdíjas háztartásfők háztartásait. Esetükben az időszak egészét tekintve lényegében egyáltalán nem változott a jövedelmek belső szórása: az 1987 és 1996 közötti növekedés után 2001-ben is ugyanakkorára csökkent a nyugdíjasháztartások jövedelmeinek belső egyenlőtlensége, mint amekkora 1987-ben volt (F3. táblázat). Mindezek alapján nem csodálkozhatunk azon, hogy a csoporton belüli egyenlőtlenség és a csoportok közötti egyenlőtlenség aránya lényegében nem változott a vizsgált időszakban (F4. táblázat).

A háztartások között a munkapiacot tekintve alapvetően a strukturális átalakulások feleltek a jövedelemegyenlőtlenség növekedésért, ezek is a legjelentősebbek 1987 és 1992 között voltak (F5. táblázat). Ekkor a legalább két foglalkoztatottal rendelkező ház-

⁹ Az általunk mért adatok szerint 1992-ben a csoportok közötti egyenlőtlenség az iskolázottság dimenziójában 18 százalék volt. Bailey [1997] más ekvivalenciaskálákkal ($e = 0,5$) ugyan, de nagyon hasonló arányt talált. Ugyanebben az időszakban az ő eredményei szerint Szlovákiában 15 százalék, Csehországban 13 százalék, Lengyelországban 13 százalék volt a csoportok közötti egyenlőtlenség magyarázóereje.

¹⁰ Az inaktívak csoportjába a munkanélküliek is beletartoznak, de a nyugdíjasok önálló kategóriát alkotnak.

tartásokban élők aránya 56 százalékról 46 százalékra csökkent, miközben lényegében nulláról 8 százalékra emelkedett azoknak a személyeknek az aránya, akik inaktív háztartásfőjú háztartásokban élnek (Tóth [2002b]). 1992 után a foglalkozások szerinti háztartáscsoportokon belüli szórás növekedése volt a meghatározó, leszámítva a nyugdíjasháztartások már említett esetét.

A **települési olló** látványosan kinyílt a szóban forgó időszakban. Miközben 1987-ben az összes egyenlőtlenségen belül csak mintegy 2 százalékot magyarázott a települési hierarchiában való elhelyezkedés, 2001-ben ez az arány már 12 százalék volt (F4. táblázat). Minden településtípuson belül növekedett az egyenlőtlenség mértéke, és növekedett a településtípusok közötti jövedelmi különbség is (F3. táblázat). A folyamat már jellemző volt az 1987–1992 közötti periódusban is, de utána még erősödött. Ezt mutatja például az is, hogy míg 1987–1992 között az MLD-index 31 százalékos növekedéséből 7 százalékot magyarázott az egyes települések közötti különbség változása, addig 1992 és 1996 között a 19 százalékos növekedésből szintén 7 százalékot magyaráztak az egyes településtípusokon lakók relatív jövedelempozíciójában történt változások (F5. táblázat). Nagyon fontos azonban kiemelni, hogy az alapvető változások a Budapest-vidék relációt érintették. Az ország fővárosa nagyobb ütemben kezdett el felzárkózni az európai nagyvárosokhoz, mint amennyire az ország többi része az európai országokhoz. 2001-ben a budapestiek jövedelmei mintegy 37 százalékkal haladják meg az országos átlagot, miközben a falusiak jövedelmei 17 százalékkal elmaradnak attól. Mindezt persze azzal együtt kell értelmezni, hogy Budapesten belül az egyenlőtlenség nagysága (MLD: 0,170) is lényegesen meghaladja a falusiak között tapasztalható értéket (MLD: 0,115).

A **gyermekes háztartások** közül minél nagyobb gyermekszámú háztartásról van szó, annál nagyobb mértékben romlott a relatív jövedelmi pozíció. A gyermektelen háztartások tagjainak ekvivalens jövedelme 1987-ben mintegy 5 százalékkal haladta meg az átlagot, 2001-ben pedig 9 százalékkal, miközben a három- és többgyermekes háztartásokban élők jövedelme az átlag 75 százalékáról 65-re csökkent ugyanebben az időszakban (F3. táblázat). Mindez úgy következett be, hogy az egyes csoportokon belüli egyenlőtlenség is differenciáltan nőtt. A gyermektelenekre vonatkozó MLD-index értéke mintegy 36 százalékkal – 0,102-ről 0,138-ra – növekedett, miközben a három- és többgyermekes háztartásokban élők MLD-mutatója csaknem kétszeresére – 0,079-ről 0,156-ra – emelkedett. Részben pontosan ennek a következménye az, hogy a csoportok közötti egyenlőtlenségek magyarázóereje alig változott valamit a vizsgált periódusban. A különböző gyermekszámú csoportok közötti eltérések az összes egyenlőtlenségnek mintegy 5 százalékát magyarázták 1987-ben és 2001-ben is (F4. táblázat).

Értelemszerűen az egyes részperiódusok közötti változást tekintve is alapvetően a csoportokon belüli egyenlőtlenségek változása volt a meghatározó, bár néhány százalékos változást a strukturális elmozdulások (1996 és 2001 között kissé az egyenlőtlenségeket inkább csökkentve), illetve a relatív jövedelmi változások is szerepet játszottak (az összes egyenlőtlenség-növekedésen belül dinamikusan növekvő részaránnyal, lásd az F5. táblázatot).

A **cigány etnikumhoz** tartozók relatív jövedelmi helyzete az egyébként is nagyon alacsony szintről (a népesség átlagjövedelmének 65 százalékáról) tovább esett (az átlagjövedelem 45 százalékára) 1992 és 2001 között (F3. táblázat). Ezenkívül a cigányság nemcsak szegényebb lett, de homogénebb is: a cigányok közötti jövedelem-egyenlőtlenség 1992-ben még jelentősen meghaladta a nem cigányok közötti jövedelem-egyenlőtlenség mértékét. 2001-re mindez úgy fordult meg, hogy közben azért az összes egyenlőtlenség mintegy 20 százalékkal növekedett.

A dekompozíciós elemzés tapasztalatait sűrítve foglalja össze a 2. táblázat. E szerint 1987-ben a *jövedelmek aggregált egyenlőtlenségére* a legnagyobb hatást a háztartások foglalkoztatottsági összetétele gyakorolta. Viszonylag jelentősebb volt még a háztartásfő

iskolázottsága szerint képzett csoportok közötti egyenlőtlenség magyarázóereje. 2001-ben a foglalkoztatottsági csoportok, az iskolázottsági csoportok és a településtípusok közötti egyenlőtlenségnek is nagyobb a magyarázóereje, mint volt 1987-ben.¹¹ A teljes periódus során a legnagyobb *strukturális átrendeződés* a háztartási-foglalkoztatottsági kategóriák között zajlott le. Az MLD-index 1987 és 2001 közötti változását csaknem felerészben magyarázza a foglalkoztatás ekképpen értelmezett polarizációjából fakadó strukturális hatás. A *társadalmi csoportok közötti* polarizáció leginkább az iskolázottság dimenziójában jellemző. Így vizsgálva az MLD értékének 1987 és 2001 közötti növekedését, 55 százalékban határozta meg az iskolázottsági szintek közötti jövedelmi különbség növekedése. Ebben a tekintetben jelentős (mintegy 30 százalékos) a magyarázóereje a településtípusok közötti átlagos jövedelemkülönbség növekedésének is.

2. táblázat

Az egyenlőtlenség növekedésének tényezőkre bontása és az egyes dimenziók fontossága az 1987–2001 periódusban ($\Delta\%MLD=58$ esetén)

Megnevezés	Az egyenlőtlenség csoportok közötti része		A kom- ponens*	B és C kom- ponensek**	D kom- ponens***
	(az összes, adott évben mért egyenlőtlenség százalékában)		(az egyenlőtlenség változásának százalékában ($\Delta\%MLD = 100$))		
	1987	2001			
A háztartásfő kora	6	3	104	-2	-2
A háztartásfő iskolázottsága	8	27	41	-2	55
A háztartás foglalkoztatottsága	12	14	56	46	-2
Gyermekek száma	5	5	88	5	7
Településtípus	2	12	69	1	30

* A csoporton belüli egyenlőtlenségek változásának hatása.

** A strukturális változás hatása.

*** Az egyes csoportok relatív jövedelemváltozása.

Empirikus eredmények – az életkor és az iskolázottság megváltozott szerepe

Van azonban az eddigi elemzési tapasztalatoknak még egy eleme, amelyik részletesebb figyelmet is megérdemel: *az iskolázottság és az életkori változás együttes hatása*. Ezzel kapcsolatban az utóbbi években számos érdekes elemzés készült el, döntően a munkapiacra jelen levő személyek kereseteinek vagy jövedelmeinek életkori profiljára vonatkozóan, a humán tőke munkapiaci ártértékelődésével kapcsolatosan. *Köllő* [2000], valamint *Kézdi-Köllő* [2000] azt találták, hogy az általuk vizsgált bértarifa-felvétel adataiban a munkavállalók kor-kereseti profiljai 1986 és 1996 között egyre laposabbá váltak. A gyakorlati tudás piaci értéke ebben az időszakban folyamatosan csökkent. A fiatal, iskolázott munkaerő felértékelődött a rendszerváltás éveiben, miközben az idősebb, iskolá-

¹¹ Hangsúlyozni kell: ez nem azt az egyébként triviális dolgot jelenti, hogy miközben nőttek az egyenlőtlenségek úgy általában, közben nőttek az egyes társadalmi csoportok között is. Ez azt jelenti, hogy az összes egyenlőtlenség magyarázatát nagyobb mértékben produkálják az említett változók 2001-ben, mint 1987-ben.

zott munkaerő relatív bérhozama számottevően csökkent hozzájuk képest. *Kertesi-Köllő* [2001b] regressziós modelljeinek eredményei szerint a különféle korosztályok közötti iskolázottsági hozamkülönbségek nem változtak a rendszerváltás első szakaszában (nagyjából 1993-ig), utána azonban az olló mindinkább kinyílt a fiatalabb és az idősebb korosztályok hozamai között. A felsőoktatás hozama minden korosztályban nőtt, de legnagyobb mértékben a fiatalabb korosztályokban.

Egy korábbi elemzésemben hasonló eredményekre jutottam (*Tóth* [2002b]). E szerint az 1992 és 2001 közötti években különböző mértékben ugyan, de minden iskolai végzettségi szinten a kor–kereseti profilok konkáv karaktere erőteljesebb lett. A közepes hosszúságú tapasztalattal rendelkezők relatív bérelőnye általában nőtt a rövid és a hosszú munkatapasztalatokkal rendelkezőkhöz képest. A középiskolát végzettek és a felsőfokú végzettségűek között a kor–kereseti profil csúcspontja érezhetően balra tolódott, tehát fiatalabb korban következett be. A kilencvenes években általában nőtt a magasabb iskolai végzettségűek bérelőnye a legfeljebb általános iskolát végzettekhez képest. Összességében, abszolút értékben természetesen a felsőfokú végzettségűek keresetei a legmagasabbak, ám az ő relatív bérelőnyük a középfokú végzettségűekhez képest csak a kilencvenes évek első felében nőtt, utána nem változott, vagy csökkent az egymást követő években.

Érdemes ezért külön figyelmet szentelni annak, hogy a különböző iskolázottságú és életkorú háztartásfőkkel jellemzett háztartásokban élők között hasonló jelenségeket tapasztalhatunk-e. A 3. táblázat tapasztalatai eléggé drámaiak. 1987 és 2001 között az alapfokú iskolai végzettséggel rendelkező háztartásfők jövedelmi pozíciója romlott a legnagyobb mértékben, ezen belül is különösen a legfiatalabbak között. Eközben pontosan a 35 év alatti háztartásfők háztartásának tagjai között nőtt meg a jövedelmi egyenlőtlenség a legnagyobb mértékben. A szakmunkás végzettségűek jövedelmeinek az átlagostól vett lemaradása szintén nőtt a kilencvenes években. Ebben a csoportban az életkor kevésbé differenciál. Ugyanakkor 2001-ben a 60 év feletti szakmunkás végzettségűek körében sokkal alacsonyabb az egyenlőtlenség mértéke, mint bármelyik másik csoportban, eltérően a 36–59 kohorsztól, ahol ugyan a népesség egészéhez képest kisebb az egyenlőtlenség, de messze nem annyival, mint az idősebbek esetében. A legnagyobb jövedelmi differenciálódás a felsőfokú végzettségűek között zajlott le, életkori kohorsztól csaknem függetlenül. Ezeknek a csoportoknak az átlaghoz képest vett jövedelmei is jelentősen emelkedtek a periódus folyamán, eltérően az alacsonyabb végzettségűekétől.

Kicsit másképpen a következőkben foglalhatjuk össze az életkor és az iskolázottság dimenziójában lezajlott változásokat.

– Azonos életkori kohorszokon belül jelentősen nőttek az egyes iskolai végzettségi szintekkel elérhető jövedelmek közötti különbségek. Ezen belül az alapfokú és a szakmunkás végzettségűek relatív jövedelmi helyzete romlott, a felsőfokúaké javult, a középfokú végzettségűeké pedig lényegileg nem változott.

– Azonos iskolázottsági szinteken belül a változások eltérően érintették az egyes életkori kohorszokat.

– Az alapfokú végzettségűek közül leginkább a fiatalok helyzete romlott, a felsőfokú végzettségűek között viszont éppen a fiatalok helyzete javult a leginkább.

– Mindez azzal járt, hogy az alacsonyabb végzettségűek között meredekebb lett az életkor–jövedelem profil (a periódus végén két alapfokú végzettségű háztartásfő között nagyobb lett a különbség az idősebb javára, mint volt a periódus elején). A felsőfokú végzettségűek között pedig éppen hogy fordított a helyzet. Miközben 1987-ben egy 35 év alatti felsőfokú végzettségű háztartásfő háztartásának jövedelme 7 százalékkal, egy 60 év feletti háztartásfő háztartásának jövedelme 22 százalékkal volt az átlag felett, 2001-re mindkét kategória növelte ugyan relatív jövedelmi helyzetét, de az életkor–jövedelem profil nemcsak hogy laposabb lett, de éppenséggel megfordult. 2001-ben a 35 év alatti,

3. táblázat

A személyi ekvivalens jövedelmek egyenlőtlensége és a relatív jövedelmi pozíció változása 1987 és 2001 között a háztartásfők életkori és iskolázottsági kombinációival jellemzett háztartásokban

A háztartásfő életkora	A háztartásfő befejezett iskolai végzettsége				
	alapfokú	szakmunkásképző	középfokú	felsőfokú	együtt
MLD × 1000, 1987					
35 év alatt	79	88	88	75	92
36–59 év	77	72	77	74	82
60 év és fölött	76	42	106	84	92
Összesen	86	80	86	81	
MLD × 1000, 2001					
35 év alatt	174	80	137	176	194,9
36–59 év	104	110	93	117	139,2
60 év és fölött	52	38	76	156	88,6
Összesen	103	94	104	130	
A 2001. évi MLD-érték az 1987. évi MLD-érték százalékában					
35 év alatt	219	90	156	236	212
36–59 év	135	153	121	158	170
60 év és fölött	68	91	72	185	97
Összesen	119	118	121	162	
Az egyes csoportokba tartozók jövedelmeinek átlaga a népesség átlagának százalékában, 1987-ben ($\lambda_k = \mu_k/\mu$)					
35 év alatt	74	92	99	107	91
36–59 év	102	99	117	137	109
60 év és fölött	78	101	108	122	85
Összesen	91	96	111	129	
Az egyes csoportokba tartozók jövedelmeinek átlaga a népesség átlagának százalékában, 2001-ben ($\lambda_k = \mu_k/\mu$)					
35 év alatt	52	78	99	152	90
36–59 év	74	90	114	149	108
60 év és fölött	73	85	111	145	88
Összesen	69	87	110	149	
Az adott csoportba tartozók átlagjövedelmeinek növekedése: a 2001. évi relatív érték az 1987-es érték százalékában					
35 év alatt	70	85	100	143	99
36–59 év	72	90	98	109	99
60 év és fölött	94	84	102	119	103
Összesen	76	90	99	116	

felsőfokú végzettségű háztartásfők háztartásaiban élők jövedelmei 52 százalékkal, a 60 év fölöttiek jövedelmei pedig 45 százalékkal haladják meg az átlagot.

Összességében a fiatalok között (a szakmunkásokat kivéve) valamennyi iskolázottsági csoportban alaposan megnőtt a jövedelmek egyenlőtlensége. Ebben a tekintetben a legnagyobb mértékben a fiatal felsőfokú végzettségűek jövedelmeinek szórása emelkedett, de a szórás növekedése a fiatal alap- és középfokú végzettségűek között is jelentős volt.

Miközben a népesség egészére vonatkozó MLD-index értéke csaknem 60 százalékkal növekedett, bizonyos alcsoportokban éppenséggel jelentősen csökkentek az egyenlőtlenségek. Ide tartozik a fiatal szakmunkás végzettségűek mellett a 60 év fölötti háztartásfők háztartásaiban élők közül a legfeljebb középfokú végzettségűek mindhárom iskolázottsági csoportja.

Az eredmények magyarázata és következtetések

Az elemzésben feltárt eredmények segítenek megérteni az átalakulás szakaszainak eltérő jellegzetességeit és hozzájárulnak ahhoz, hogy közelebb jussunk az egyenlőtlenségek belső, strukturális átalakulásának feltáráshoz, egyben segítenek feloldani a cikk elején jelzett látszólagos paradoxont is.

Az átalakulás szakaszai

Az egyenlőtlenségek növekedése az 1987–2001 közötti időszakban *három jól elkülöníthető periódusra* osztható. Az első időszak nagyjából 1987 és 1992 között tartott. Ezekben az években zajlott le a magyar gazdaság második világháború utáni legnagyobb visszaesése, a munkapiac átrendeződése, a munkanélküliség felfutása, a háztartások foglalkozási polarizációja. A második időszakban, 1992 és 1996 között a gazdaságot még többé-kevésbé a stagnálás, viszonylag magas infláció és munkanélküliség jellemezte. A harmadik periódusban, 1996 és 2001 között növekedésnek indult a gazdaság, csökkent a munkanélküliség és az infláció. A három időszakban az egyenlőtlenségek alakulása jól elkülöníthető mintát mutatott.

Az **első időszakban**, 1987 és 1992 között következett be az egyenlőtlenségek legjelentősebb növekedése. *A transzformációs átalakulásnak ebben az első szakaszában* minden egyenlőtlenségi mutató jelentősen növekedett. A legfelső és a legalsó decilis átlagjövedelmeinek aránya a nyolcvanas években jellemző 4,5 körüli arányról 6 körülire, az egy főre jutó jövedelmek Gini-mutatója 0,24-ről 0,27-re, az ekvivalens háztartási jövedelmekre számolt MLD-index értéke pedig mintegy 30 százalékkal, 0,092-ről 0,121-re emelkedett. Ebben az időszakban a legjelentősebb változás a háztartások foglalkozási-munkapiaci polarizációja volt: csökkent a foglalkoztatottak száma a háztartásokban, ezáltal csökkent a foglalkoztatott háztartásfőjű háztartásokban élők aránya, és még inkább csökkent azoknak az aránya, akik legalább két foglalkoztatottal rendelkező háztartásban éltek. A háztartások iskolázottsági különbségei szerint nőttek a háztartások közötti jövedelmkülönbségek, az iskolázottsági szerkezet átrendeződésének (ami esetünkben inkább a háztartásfők között megvalósult szelekciót jelentette, és nem az iskolarendszer kibocsátásának megváltozását) ebben az időszakban inkább egyenlőtlenségeket csökkentő hatása volt.¹²

Az **átalakulás második szakaszában** (1992 és 1996 között) az egyenlőtlenségek továbbra is viszonylag számottevően, bár a korábbi időszakhoz képest kisebb mértékben nőttek. Nőtt a legfelső decilis részesedése az összes jövedelemből, emelkedett a felső percentilis aránya a mediánhoz, nőtt a Gini-együttható, és az MLD-mutató értéke 0,121-ről 0,143-ra, tehát 19 százalékkal emelkedett. Ebben az időszakban az egyenlőtlenség

¹² Ebben az időszakban *Kattuman–Redmond* [1997] a KSH családköltségvetés-vizsgálata alapján hasonló jellemzőket talált, bár az eredmények az eltérő specifikációk miatt nehezen vehetők össze. Szerintük mindenestre a 1987 és 1993 között az iskolai végzettség változása inkább csökkentette az egyenlőtlenségeket. A munkapiaci státust tekintve szerintük a háztartásokon belüli eltartottsági hányad változása nagyobb hatást gyakorolt, mint magának a háztartásfőnek a munkapiaci pozícióváltozása.

növekedését leginkább az iskolázottsági szintek közötti egyenlőtlenségek növekedése magyarázta. Emellett a gyermekszám, az etnikum és a településtípus dimenziójában is viszonylag nagy hatást gyakorolt az egyenlőtlenségek növekedésére a csoportok közötti egyenlőtlenség növekedése. Nem lehet azonban kizárni azt, hogy valamekkora mértékben a szóban forgó népességi részhalmozatok iskolázottsági összetétele is meghatározó volt. Ebben az időszakban minden társadalmi kategóriában növekedett az egyenlőtlenség, a 60 év fölötti háztartásokat és a cigány háztartásokat kivéve, ahol egyaránt csökkent a belső egyenlőtlenség, ezek azonban csak kismértékben hatottak a teljes egyenlőtlenségre, és mivel mindkét csoport átlagjövedelmei csökkentek, nem is feltétlenül jártak az összes jövedelemegyenlőtlenségre csökkentő hatással.

Az **átalakulás harmadik szakaszában** (a kilencvenes évek második felében) minimális mértékben változtak a mért egyenlőtlenségek, és az eloszlás különböző szegmenseire érzékeny mutatók nem is mutatnak teljesen egyértelmű eredményeket ebben a tekintetben. Összességében alig változott a legfelső decilis részesedése, előbb csökkent, majd nőtt a felső percentilis alsó határának aránya a mediánhoz képest, csökkent, majd visszaugrott a Gini-együttható értéke, emelkedett, majd csökkent a Theil-mutató értéke, kismértékben, mindössze 2 százalékponttal, 0,143-ról 0,145-re emelkedett az MLD-mutató értéke. Tekintettel arra, hogy a növekedés a hibahatáron belül volt, ebben a periódusban helyesebb a jövedelemegyenlőtlenség stagnálásáról beszélni. Ez azonban nem jelenti azt, hogy nem történtek változások az egyenlőtlenség szerkezetében, csak ezek valószínűleg összességében kioltották egymást. Növelte a teljes egyenlőtlenség mértékét, hogy a jövedelmek átlaga és egyenlőtlensége egyaránt emelkedett azokban a háztartásokban, amelyek budapestiek, amelyekben (már vagy még) nincs eltartott gyermek, ahol a háztartásfő 35 év alatti, vagy amelyekben a háztartásfőnek felsőfokú végzettsége van. Csökkentő hatása volt annak, hogy kisebb lett az egyenlőtlenség azon a háztartások között, amelyek városiak, ahol nyugdíjas a háztartásfő és nincs más kereső a családban, valamint ott, ahol a háztartásfő szakmunkás végzettséggel rendelkezik, illetve ahol a háztartásfő 36–59 év közötti.

Az egyenlőtlenségek értékelése

A magyarországi elégedetlenség és frusztráció magas arányát magyarázandó felállított számos hipotézis közül (*Róbert* [1996]; *Kolosi* [2000]; *Örkény* [1997]; *Örkény–Székelyi* [1998]; *Sági* [2000]) nagy valószínűséggel komoly magyarázóereje lehet a referenciacsoportokkal kapcsolatos gondolatmenetnek. Sőt, bizonyos mértékig ez a gondolatmenet adhat magyarázatot arra is, hogy az elégedetlenség mértéke a valós helyzetet is csak kevésbé tükrözi, és a jövedelmi skálának minden szintjén vannak elégedetlenek. Mivel nagyon átfogó kognitív képességek kellenének ahhoz, hogy az egészet úgy *en bloc* bárki is átlássa, természetesen (a jövedelemstatisztikusokon kívül) senkiről sem feltételezhetjük, hogy egyben, teljes egészében látják a jövedelemeloszlást. Nagyon valószínűnek tűnik ezért az, hogy az egyének a saját jövedelmi helyzetüket nem az egész eloszláshoz mérik, hanem annak valamilyen kiválasztott szegmenseihez. A szociológiában a referenciacsoportok elmélete (*Runciman* [1966], *Merton* [1980]) azt hangsúlyozza, hogy az emberek az értékítéleteiket általában nem a társadalom egészére vonatkozóan, hanem saját közvetlen környezetükkel (családjukkal, szomszédjukkal, munkatársaikkal) összehasonlításban fogalmazzák meg. Ez minden bizonnyal igaz az elosztási igazságossággal kapcsolatos percepcióikra és a saját szubjektív helyzetük megítélésére is (*Evans–Kelley–Kolosi* [1992]).

Egy, a Tárki Háztartás Monitor felvételén 1999-ben végzett vizsgálat szerint valószínűleg az állhat a viszonylag konstans elégedetlenség háttérében, hogy a népesség külön-

féle csoportjainak eltérők a referenciái, és a rendszerváltás utáni helyzetben bizonyos csoportok esetében bekövetkezett a vonatkoztatási csoportok egyfajta váltása is (Sági [2000]). Miközben a többség az átlaghoz, illetve saját környezetében tipikusnak tekintett jövedelmekhez viszonyítja a saját helyzetét, számosan saját múltbeli helyzetükből indulnak ki.¹³ Különösen a kiemelkedett, magasabb jövedelműek közül sokakat már nem elégít ki a legvidámabb kelet-európai barakkban elérhető viszonylagos szabadság és életszínvonal, hanem jólétüket a Nyugat-Európában jellemző életszínvonalhoz igyekeznek viszonyítani. Számukra tehát elégedettséget csak annak az életszínvonalnak a megközelítése jelenthetne.

Ebben a tanulmányban az aggregált egyenlőtlenségi mutatószámok tekintetében a kilencvenes évek fordulóján lezajlott egyenlőtlenségnövekedés, majd a kilencvenes évek első felében a transzformációs válság miatt kialakult jövedelemcsökkenés és egyenlőtlenségnövekedés után a kilencvenes évek második felében csak kis változást regisztrálhatunk. A dekompozíciós elemzés megmutatta, hogy miközben összességében előbb csökkenő mértékben nőttek, majd pedig lényegében stagnáltak az egyenlőtlenségek, mindez egy folyamatosan jelen levő, jelentős belső átrendeződéssel párosult. Nőttek az egyenlőtlenségek egyes életkori kohorszokon belül (elsősorban a fiatalok között), egyes iskolázottsági csoportok között (mindenekelőtt a felsőfokú végzettségűek javára), az egyes településtípusok között (különösen a Budapest–vidék összehasonlításban) és a különböző munkapiaci csoportok között (a háztartások foglalkoztatottsági polarizációja mentén). Ezáltal számos társadalmi csoport tapasztalhatott változást jövedelmében saját referenciacsoportjához képest, és nagyon sokan lehettek azok, akik mindezt negatívan élték meg. Az idősebb felsőfokú végzettségűeket frusztrálhatta a fiatalabb magas iskolázottságúak jövedelmi nyeresége, az életkor–jövedelmi profilok kisimulása, a korábban viszonylag jobb helyzetű nyugdíjasokat a nyugdíjasok jövedelemarányainak összenyomódása, a stabil felső rétegeket a nyugati társadalmakból választott referenciáikhoz képest vett esetleges pozíció romlása és így tovább. Ezek a változások összességében inkább az egyenlőtlenségek összesített mértékének csökkenését jelenthették, miközben az egyes érintett „vesztes” rétegek esetleg méltánytalansággként, esetleg az egyenlőtlenségek növekedéseként élhették meg mindezt.

A mért adatok más lehetséges interpretációi

A dolgozatnak két fő állítása van. Egyfelől az, hogy a kilencvenes évek második felében nem nőttek lényegesen a jövedelmi egyenlőtlenségek. Másfelől az, hogy megváltozott viszont az egyenlőtlenségek szerkezete azokban a megfigyelhető dimenziókban, amelyekre vonatkozóan az egyének által kialakított normatív vélemények válaszolnak, és ennek köszönhetően térnek el egymástól az egyenlőtlenségek objektív trendjei és azok percepciói. Egyik állítás esetében sem szeretném kizárni az alternatív magyarázatok lehetőségét. Vegyük most, legalább vázlatosan sorra ezeket!

1. Az egyenlőtlenségek a kilencvenes évek második felében is nőttek, de a Tárki által készített empirikus adatfelvételek ezt nem regisztrálták. Noha ezt teljességgel nem lehet kizárni, elgondolkodtató, hogy az adott időszakra elérhető egyetlen éves idősoros vizsgálatból, a KSH háztartás-költségvetési felvételéből készített elemzés szintén az egyenlőtlenségek stagnálását mutatta ki a kilencvenes évek második felében (Kapitány–Molnár [2002]). Elképzelhető persze, hogy mindkét adatfelvétel növekvő mértékben veszítette el a kapcsolatot a valósággal. A viszonylag kismintás felvételekből nyert adatoknak az alap-

¹³ Azon belül is valószínűleg inkább a rendelkezésre álló jövedelemhez, illetve a belőle megvalósított és látható fogyasztási mintákhoz viszonyítanak.

sokaságtól vett eltérései (a mintavételi hiba itt nem tárgyalt problémáját nem számítva) alapvetően két ok miatt fordulhatnak elő. Először is, ha a jövedelemeloszlás széleit szisztematikusan nagyobb mértékben érintő válaszmegtagadás időben növekvő méreteket ölt. A másik lehetőség pedig az, hogy ha az évek során növekszik a jövedelemeltitkolás a jövedelemeloszlás felső szélein, vagy csökken az alsó széleken. Bár szisztematikusan validálási kísérletek híján nem tudjuk megítélni, egyik lehetséges trendet sem valószínűsíthetjük akkora mértékűnek, hogy az képes lehetett volna „eltüntetni” az egyenlőtlenségek nagyobb mértékű növekedését, nem beszélve arról, hogy például a jövedelemeltitkolás mértékének megítéléséhez egyfajta proxyként használható rejtett gazdasági aktivitások visszaszorulásáról is készültek elemzések.

2. Az egyenlőtlenségek a kilencvenes évek második felében tényleg nem nőttek jelentős mértékben, de a megfigyelt percepciók eltérések valamilyen más referenciaelemeknek tudhatók be. Lehetséges például, hogy az egyének az értékítéleteiket nem annyira a saját referenciacsoportjaiknak tulajdonított jövedelmekhez vagy fogyasztási mintákhoz viszonyítva alakítják ki, hanem valamilyen anekdotikus, esetileg felmerülő evidenciák (kirívó esetek, médiában felmerült botrányok stb.) alapján, és a hozzájuk kapcsolódó, médiaalapú sztereotípiák általánosításai alapján alakítják ki véleményeiket. Ezenkívül számos más, hasonló logikájú hipotézisnek lehet létjogosultsága ebben a tekintetben, és mindegyiket alaposan meg kellene vizsgálni egy, az egyenlőtlenségek megítélésének társadalmi-pszichológiai meghatározottságát vizsgáló elemzésben.

3. Az egyenlőtlenségek a kilencvenes évek második felében tényleg nem nőttek jelentős mértékben, de nem a referenciák változtak, hanem maguk az egyének mozogtak a jövedelemeloszláson belül. A kilencvenes évek első felében, amikor adataink vannak a háztartáspanelből, erőteljes jövedelmi mobilitás volt jellemző (*Spéder [2002], Habich-Spéder [1998], [1999]*). 1992 és 1997 között a népesség közel fele élt meg változó jövedelmi helyzetet, amellett hogy mintegy 20 százalék masszívan a stabil alsó vagy alsó-közép jövedelmi csoporthoz tartozott (*Kolosi [2000]*). A háztartás-költségvetési felvétellel épülő rotációs panel alapján szintén számottevő jövedelmi mobilitást regisztráltak a kilencvenes évek első felében (*Kapitány-Molnár [2002]*). Mindkét vizsgálat a jövedelmi mobilitás csökkenését mutatta ki az évtized második harmadában. Lehetséges tehát, hogy a nem változó aggregált egyenlőtlenségek körülményei ellenére növekvőnek érzékelt szóródás valamilyen módon az egyéni „liftezések” és a másokra vonatkozóan látott vagy feltételezett „liftezések” megítéléséből fakad.

Mindhárom itt említett téma kiváló kutatási lehetőségeket jelenthet a jövedelemegyenlőtlenségekkel és az egyenlőtlenségek megítélésével foglalkozó kutatók számára. Bízunk abban, hogy számos kutatási eredmény születik a nem túl távoli jövőben e hipotézisek ellenőrzése alapján.

Hivatkozások

- ANDORKA RUDOLF [1996]: Elégedetlenség. Megjelent: *Sik Endre-Tóth István György* (szerk.) [1996]: Társadalmi páternoszter 1992–1995. Jelentés a Magyar Háztartás Panel 4. hullámának eredményeiről. BKE-Tárki-KSH, Budapest.
- ANDORKA RUDOLF-FERGE ZSUZSA-TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1997]: Valóban Magyarországon a legkisebbek az egyenlőtlenségek? *Közgazdasági Szemle*, 2. sz. 89–112. o.
- ANDORKA RUDOLF-SPÉDER ZSOLT [1996]: A szegénység Magyarországon 1992–1995. *Esély*. 4. sz.
- ATKINSON, A. B.-RAINWATER, L.-SMEEDING, T. M. [1995]: *Income distribution in the OECD countries*. OECD Social Policy Studies No. 18., Párizs.
- ATKINSON, A.-MICKLEWRIGHT, J. [1992]: *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*. Cambridge University Press, Cambridge.

- BAILEY, D. [1997]: Separate but Equal? Comparing and decomposing income inequality in Central and Eastern Europe. Az EBRD a szegénység és egyenlőtlenségek az átmeneti gazdaságokban témakörben megrendezett, 1997. májusi konferenciájára benyújtott tanulmány.
- COULTER, F.–COWELL, F.–JENKINS, S. P. [1992]: Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty. *The Economic Journal*, Vol. 102. szeptember, 1067–1082. o.
- COWELL, F. A. [1995]: *Measuring Inequality*. 2nd Edition. Hemel Hempstead, Harvester Wheatsheaf.
- COWELL, F. A. [1998]: *Measurement of inequality*. LSE STICERD Distributional Analysis Research Programme Discussion Paper, No. 36., 95. o.
- EVANS, M.–KELLEY, J. –KOLOSI TAMÁS [1992]: Images of class: public perceptions in Hungary and Australia. *American Sociological Review*, Vol. 57, augusztus, 461–482. o.
- FLEMMING, J.–MICKLEWRIGHT, J. [1999]: Income distribution, economic systems and transition. *Innocenti Occasional Papers Economic and Social Policy Series*, No. 70, 94. o.
- FÖRSTER, M. F. [2000]: Trends and driving factors in income distribution and poverty in the OECD area. *Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 42, OECD, Párizs.
- FÖRSTER, M. F.–SZÍVÓS PÉTER–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1999]: Welfare support and poverty: the experiences of Hungary and the other Visegrad countries. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.): *Social report 1999*. Társi, Budapest, 293–309. o.
- FÖRSTER, M. F.–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1997a]: Szegénység és egyenlőtlenségek Magyarországon és a többi visegrádi országban. *Társi Társadalompolitikai Tanulmányok*, 1. Társi, Budapest.
- FÖRSTER, M. F.–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1997b]: Poverty, inequalities and social policies in the Visegrad countries. Megjelent: *Economics of Transition*. Vol. 5. No. 2. 505–510. o.
- GALASI PÉTER [1995]: A jövedelemegyenlőtlenségek változása Magyarországon 1987, 1992–1994. Magyar Tudományos Akadémia Világgazdasági Kutató Intézet, Budapest, 60. o.
- GALASI PÉTER [1998]: Income inequality and income mobility in Hungary 1992–1996. *UNICEF Innocenti Occasional Papers Economic and Social Policy Series*, No. 64, UNICEF ICDC, Firenze.
- HABICH, R.–SPÉDER ZSOLT [1998]: Vesztesek és nyertesek: a társadalmi változás következményei három országban. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.): *Társadalmi riport 1998*. Társi, Budapest.
- HABICH, R.–SPÉDER ZSOLT [1999]: Folytonos változás – eltérő változatok. A jövedelmek egyenlőtlensége és dinamikája három társadalomban. *Szociológiai Szemle*, 3. sz. 3–29. o.
- HAJDÚ OTTÓ [1997]: A szegénység mérőszámai. *KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat, Statisztikai Módszerek témadokumentáció sorozat*, 22. sz., KSH, Budapest, 99. o.
- HAVASI ÉVA–HORVÁTH ÁDÁMNÉ–RÉDEY MÁRIA–SCHNELL LÁSZLÓNÉ [1998]: A mai magyar háztartások jövedelemeloszlása. *Statisztikai Szemle*, 3. sz. 221–237. o.
- JENKINS, S. P. [1991]: The measurement of income inequality. Megjelent: *Osberg, L.* (szerk.): *Economic inequality and poverty: International perspectives*. ME Sparpe, New York–London, 3–38. o.
- JENKINS, S. P. [1995]: Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971–86. *Economica*, Vol. 62. 29–63. o.
- KAPITÁNY ZSUZSA–MOLNÁR GYÖRGY [2000]: Inequality and mobility analysis by the Hungarian Rotation Panel 1993–1998. *MTA KTK Műhelytanulmányok MT-DP*. 4. Budapest.
- KAPITÁNY ZSUZSA–MOLNÁR GYÖRGY [2002]: Egyenlőtlenség és mobilitás a magyar háztartások jövedelmében, kiadásaiban és tartós fogyasztási cikkeinek állományában. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz. 1015–1041. o.
- KATTUMAN, P.–G. REDMOND [1997]: *Income inequality in Hungary, 1987, 1993*. DAE Working Papers No. 9726., Department of Applied Economics, University of Cambridge, Cambridge.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2000]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése Magyarországon, 1986–1999. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése Magyarországon, 1986–1999: a bérszerkezet átalakulása. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz.
- KÉZDI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2000]: Életkor szerinti kereseti különbségek a rendszerváltás előtt és után. Megjelent: *Király Júlia–Simonovits András–Száz János* (szerk.) [2000]: *Racionalitás és méltányosság*. Tanulmányok Augusztinovics Mária születésnapjára. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*. Budapest, 27–60. o.

- KOLOSÍ TAMÁS [1990]: Egyenlőtlenségtudat nemzetközi összehasonlításban. Megjelent: *Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György* (szerk.): Társadalmi riport 1990. Táarki, Budapest.
- KOLOSÍ TAMÁS [2000]: A terhes babapiskóta. A rendszerváltás társadalomszerkezete. Osiris Kiadó, Budapest.
- KOLOSÍ TAMÁS–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY–VUKOVICH GYÖRGY (szerk.) [1998]: Társadalmi riport 1998. Táarki, Budapest.
- KOLOSÍ TAMÁS–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY–VUKOVICH GYÖRGY (szerk.) [2002]: Társadalmi riport 2002. Táarki, Budapest.
- KOVÁCS BALÁZS–GÁL RÓBERT IVÁN [2002]: Adóteher-elosztás és korosztályi elszámolás. Számítások végzése a magyarországi jövedelem- és adóteher-eloszlásra vonatkozóan. Budapest: Táarki.
- KÖLLŐ JÁNOS [2000]: Bérek a politikai rendszerváltástól az ezredfordulóig. Megjelent: *Fazekas (szerk.)* [2000] 35–145. o.
- KSH [1990]: Jövedelemeloszlás Magyarországon. Az 1988. évi felmérés adatai. KSH, Budapest.
- KSH [1998]: Jövedelemeloszlás Magyarországon. 1995, KSH, Budapest.
- KSH [2000]: Családi költségvetés 1999. Adattár. KSH, Budapest.
- LENGYEL GYÖRGY–TÓTH ISTVÁN JÁNOS [1996]: Az életszínvonalal való elégedettség társadalmi tényezői. Jel–Kép, 1. sz. 31–46. o.
- LITCHFIELD, J. A. [1999]: Inequality: methods and tools. Text for World Banks Web Site on Inequality, Poverty and Socio-economic performance: <http://worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>.
- MEDGYESI MÁRTON [1997]: A kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűdök változása a rendszerváltás során. Szociológiai Szemle, 4. sz. 87–108. o.
- MERTON, R. [1980]: Társadalomelmélet és társadalmi struktúra. Gondolat, Budapest.
- MILANOVIC, B. [1998]: Income inequality and poverty during the transition from planned to market economy. The World Bank, Washington D.C.
- MOOKHERJEE, D–SHORROCKS, A. F. [1982]: A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. Economic Journal, 92. 886–992. o.
- OECD [1999]: Trends in income distribution and poverty in the OECD area. OECD, Párizs.
- ÖRKÉNY ANTAL [1997]: Hétköznapi igazsága. Új Mandátum Kiadó, Budapest.
- ÖRKÉNY ANTAL–SZÉKELYI MÁRIA [1998]: Igazságosság és legitimitáció. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.): Társadalmi riport. Táarki, Budapest, 449–571. o.
- REDMOND, G.–P. KATTUMAN [1999]: Inequality and polarization in Hungary in transition. Paper prepared for the Phare-Ace Project on Household Welfare and behaviour during transition in Bulgaria, Hungary and Poland. Táarki, Budapest, június.
- RÉVÉSZ TAMÁS [1994]: An analysis of the representativity of the Hun Samples. Discussion Paper on Economic Transition DPET No. 9403, University of Cambridge.
- RÓBERT PÉTER [1996]: Fogcsikorgatva: a megkeseredett rendszerváltás. Századvég, Új folyam, 2. sz. ősz, 59–86. o.
- ROSE, R.–CH. HAERPFER [1994]: New democracies barometer III. Studies in Public Policy. Glasgow, University of Strathclyde, 216. sz.
- RUNCIMAN, W.G. [1966]: Relative deprivation and social justice. Routledge–Kegan Paul, London.
- SÁGI MATILD [1996]: Egyenlőtlenségek és egyenlőségtudat. Megjelent: *Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György* [1996]: Társadalmi riport, 1996. Táarki, Budapest, 528–561. o.
- SÁGI MATILD [2000]: Az anyagi helyzettel való elégedettség és a vonatkoztatási csoportok. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* [2000]: Társadalmi riport 2000. Táarki, Budapest, 260–297. o.
- SÁGI MATILD [2001]: Elégedettség, jövedelmi feszültség. Megjelent: *Szivós Péter–Tóth István György* (szerk.): Tíz év. Táarki Monitor Jelentések. Táarki, Budapest, december, 148–164. o.
- SEN, A. [1973]: On Economic Inequality. Clarendon Press, Oxford, 118 o.
- SHORROCKS, A. [1980]: The class of additively decomposable inequality measures. Econometrica, Vol. 48, No. 3, április, 613–625. o.
- SIK ENDRE–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [szerk., 1998]: Zárótanulmány. Jelentés a MHP VI. hullámának eredményeiről. BKE Szociológia Tanszék–Táarki, február.
- SMEEDING, T.–GOTTSCHALK, P. [1995]: The international evidence on income distribution in modern economies: where do we stand? LIS Working Paper, No. 135.

- SPÉDER ZSOLT [2002]: A szegénység változó arcai. Tények és értelmezések. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó, Budapest.
- SZIVÓS PÉTER–RUDAS TAMÁS–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1998]: TÁRSZIM97 modell az adók és támogatások hatásvizsgálatára. Társadalompolitikai Tanulmányok, 10. sz. Társaság, Budapest.
- SZIVÓS PÉTER–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY (szerk.) [2001]: Tíz év. Társaság Monitor-jelentések. Budapest.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1992]: Attitudes towards „just” earnings differentials in eight countries. A Magyar Szociológiai Társaság konferenciájára benyújtott tanulmány, Budapest, október 17–18.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2002a]: Jövedelemeloszlás a kilencvenes években. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.) 20–41. o.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2002b]: Jövedelemeloszlás a kilencvenes évek Magyarországon. PhD disszertáció. BKÁE, június.
- UNDP–MTA VK [é. n.]: Az emberi erőforrások jellemzői Magyarországon, 1999. UNDP–MTA Világgazdasági Kutató Intézet, Budapest.
- WORLD BANK [1995]: Hungary. Poverty and Social Transfers. World Bank Country Study, Washington D.C.
- WORLD BANK [1996]: From plan to market. The World Bank, Washington D.C.
- WORLD BANK [2000]: Making transition work for everyone: Poverty and inequality in Europe and Central Asia. The World Bank, Washington D.C.
- WORLD BANK [2001]: Hungary. Long-term Poverty, Social Protection and the Labor Market. Report No. 20645-Hu. World Bank, Washington D. C.

Függelék

Adatforrások és módszertani megjegyzések

KSH jövedelemfelvétel. E felvételesorozat 1962-től ötévente folytatódott egészen 1987-ig. (KSH [1990]). A sohasem publikált 1992-es vizsgálat után 1996-ban (az 1995-ös referenciaévre vonatkozóan) készült az eddigi utolsó jövedelemfelvétel (KSH [1998]). E tanulmányhoz a szokásosnál valamivel nagyobb, mintegy 20 ezer háztartást felölelő mintán végzett 1988. évi jövedelemfelvétel adatait használtam. Ez a vizsgálat az akkor még megvalósítható módszertannak köszönhetően kivételesen jó adatminőséget produkált: a makrogazdasági jövedelemadatoktól mindössze 4 százalékkal tértek el a vizsgálatba bevont jövedelmek. Ez nagyságrenddel kisebb volt, mint amilyen jövedelemhiányokkal a kilencvenes évek végének vizsgálatai küzdöttek.

Magyar Háztartás Panel Kutatás (MHP). A BKE és a Társaság közös kutatásaként, számos évben a KSH részvételével folytatott vizsgálat 1991-ben 2600 háztartást magában foglaló indulómintáját panelszerűen követte 1997-ig – a kért háztartások tagjainak munkapiaci pozíciójával, jövedelmeivel, lakáskörülményeivel, illetve véleményeivel kapcsolatban. Ez a longitudinális vizsgálat követte más európai országok, mint például a német GSOEP, a brit BHPSP vagy például az amerikai PSID módszertanát. Az MHP eredményeit műhelytanulmányok (utoljára *Sik–Tóth* [1998]), könyvek (*Kolosi–Tóth–Vukovich* [1998]), valamint magyar és nemzetközi szektorális elemzések (például a szegénységre és egyenlőtlenségekre vonatkozóan *Smeeding–Gottschalk* [1995], *World Bank* [1995], [2001]) mutatták be. Bár az MHP-vizsgálat adatfelvételei 1997-ben lezárultak, a panel adatállományán a vizsgálat befejezése után is folyamatos munka folyt. Ennek keretében fejeződött be 2000-ben a panel adatbázisának tisztítása, a korábban két elkülönült (országos és budapesti) mintán folyt vizsgálat visszamenőleges összevonása és ellátása egységes súlyrendszerrel. A tanulmány az összevonás utáni adatállományból használt idősorokat.

Társaság Monitor. Ez a vizsgálat az MHP módszertanát követte, de nem longitudinális, hanem éves idősoros adatfelvételekre alapozva. Az MHP egyes éveinek

keresztmetszeti adatai azonban a monitoradatokkal idősorba tehető, ez nem okoz összehasonlíthatósági problémákat. Többet a vizsgálatról *Szivós-Tóth* [2001], nemzetközi összehasonlításban pedig *Förster* [2000], OECD [1999] nyújt.

A kilencvenes évek során egy adatpontra rendelkezésre álló KSH jövedelemfelvétel alapján a jövedelemegyenlőtlenségek nagysága tekintetében lényegében ugyanazt találták, mint a háztartáspanel vonatkozó évében (*KSH* [1998], *Havasi és szerzőtársai* [1998], *UNDP-MTA VK* [é. n.]) Emiatt feltételezhetjük, hogy a KSH 1988-as jövedelemfelvétele és a Tárki háztartási adatállományainak idősorba állítása nem okozhat összehasonlíthatósági gondokat.

A KSH háztartás-költségvetési felvétele. Ezt a felvételt a KSH 1993-ig két évente, azóta évente végzi, a háztartások fogyasztási szokásai feltérképezésének céljával. A mintavételi eljárás többször változott, de mindig többlépcsős, rétegzett mintavételt alkalmaztak, és az egyes években 8-10 ezer közötti háztartást kerestek meg. Részletes fogyasztási napló mellett a vizsgálat jövedelemkérdéseket is tartalmaz. A háztartás-költségvetési felvétel módszertanáról a kilencvenes években követett gyakorlatról részletesen tájékoztat a *KSH* [2000]. Mivel azonban a részletes naplózás tekintetében a vizsgálatban való részvétel szelekciós torzításokat okoz, a vizsgálatból származó jövedelemeloszlási adatok tekintetében óvatosságra van szükség (*Révész* [1994]). Kiváló időbeli összehasonlítások és remek dekompozíciós elemzések születtek belőle (*Kattuman-Redmond* [1997], *Kapitány-Molnár* [2002]), a háztartás-költségvetési felvétel alapján nyert egyenlőtlenségi mutatók azonban sokkal alacsonyabbak a másik két adatállományból kaphatóknál. A háztartás-költségvetési felvétel a jövedelemeloszlásnak egy szűkebb szegmensét fogja át (*Andorka-Ferge-Tóth* [1997], *Kapitány-Molnár* [2002]), aminek következtében a belőle készített nemzetközi elemzések (*World Bank* [1996], [2000], *Kattuman-Redmond*, [1997]) gyakorlatilag egy másik egyenlőtlenségi rezsimbe helyezik Magyarországot, mint a KSH jövedelemfelvétele és a Tárki háztartásvizsgálatai.

A *jövedelemegyenlőtlenségeket a háztartásmérettel korrigált éves nettó összjövedelmek* alapján számítottam. Az *éves számbavételi periódust* a hazai és nemzetközi gyakorlat indokolja. A választott időperiódus hosszának növelése kissé csökkentené a kapott egyenlőtlenségi mutatókat, mint ahogy az éves jövedelmek egyenlőtlensége is kisebb valamilyen a havi jövedelmekkel mért egyenlőtlenségeknél (*Tóth* [2002b]). Az elemzés korlátozását *nettó jövedelmekre* az teszi szükségessé, hogy a vizsgált időszak elején, 1987-ben még Magyarországon nem is volt személyi jövedelemadózás, később pedig az itt használt adatállományok nem teszik lehetővé a bruttó jövedelmek vizsgálatát.¹⁴ A *háztartásmérettel korrigált* összes háztartásjövedelmek számítására azért van szükség, mert ez jobban tükrözi a háztartások jólétében fellelhető tényleges különbségeket. Az eltérő méretű háztartásoknak eltérők a fogyasztási szükségletei, a nagyobb háztartások fogyasztási szükségletei azonban a méretgazdaságosság miatt nem egyenes arányban növekszenek a háztartások méretével. Ebben a vizsgálatban a hosszú távú idősorokban azért számoltam egy főre jutó jövedelmekkel, mert ezek esetében állnak rendelkezésre a KSH-adatokból számított hosszú távú idősorok (*Atkinson-Micklewright* [1992]). A kilencvenes évekre vonatkozó számítások és a dekompozíciós elemzés során azonban a háztartások által szerzett jövedelmeket egy, a háztartásméretet tekintetbe vevő együtthatóval ($e = 0,73$) korrigáltan allokkáltam vissza minden egyes egyénhez. Ennek az úgynevezett eredeti OECD-

¹⁴ A TÁRSZIM mikroszimulációs modellnek ugyanakkor pontosan az volt az egyik célja, hogy a nettó jövedelmekhez hozzáallokálja a személyi jövedelemadókat és a fizetett társadalombiztosítási járulékokat (*Rudas-Szivós-Tóth* [1998]). Hasonlóképpen, nemrégén *Kovács-Gál* [2002] kísérletet tett a teljes adórendszer újraelosztási hatásainak vizsgálatára, az adók és jövedelmek egyesített állományai alapján. Ezek a kísérletek nagyon fontosak az újraelosztási hatások tekintetében, de nem céljuk az egyenlőtlenségek nagyságának bemutatása.

ekvivalenciaskálának a használatát az indokolja, hogy ez nagyjából a magyar jóléti rendszerben használatos feltételezett méretgazdaságosságot reprodukálja, például a létminimum-számítások is hasonló méretgazdaságosságot tételeznek föl (Förster–Tóth [1997a]). Az ekvivalenciaskála megválasztásának, a számbavételi periódus hosszának és egy sor más tényezőnek lényeges következménye lehet a mért egyenlőtlenségek konkrét mértékére (Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995], Coulter–Cowell–Jenkins [1992]). Alternatív ekvivalenciaskálákra részletes érzékenységi teszteket futtattam (Tóth [2002b]), az ismertetéstől azonban a terjedelmi korlátok mellett azért is eltekintek, mert a fő mondani-való szempontjából nem okoznának érdemi eltéréseket.

Táblázatok

Fl. táblázat

A tanulmányban leginkább extenzíven használt adatállományok alapvető jellemzői (súlyozatlan adatok)

Adat-felvétel éve	Adat-állomány	<i>N</i>	Hiányzó jövedelemadat	Átlag	Medián	Módusz	Szórás
Vizsgálati alapegység: egyének. Jövedelem: egy főre jutó háztartás éves jövedelem, forint							
1987	KSH jövedelemfelvétel	56 439	0	5 163	4 635	3 775	2 580
1992	MHP	6 948	317	122 564	103 570	96 000	77 389
1993	MHP	6 495	179	147 132	125 360	133 500	98 706
1994	MHP	5 803	417	177 348	145 773	162 000	142 437
1995	MHP	5 135	358	203 029	168 800	132 000	164 313
1996	MHP	4 440	367	227 526	195 717	89 050	174 588
1997	MHP	3 501	277	262 135	224 253	157 800	334 221
1998	Monitor	5 195	98	277 082	245 800	56 732	180 149
1999	Monitor	5 431	9	338 483	299 750	312 000	215 570
2000	Monitor	5 253	0	390 202	336 250	360 000	272 816
2001	Monitor	5 952	8	442 276	392 670	29 178	275 292
Vizsgálati alapegység: háztartások. Jövedelem: egy főre jutó háztartás éves jövedelem, forint							
1987	KSH jövedelemfelvétel	19 856	0	5 389	4 785	4 064	2 850
1992	MHP	2 569	99	127 516	106 100	96 000	80 533
1993	MHP	2 374	60	154 979	129 683	120 000	104 502
1994	MHP	2 144	117	186 977	151 683	168 000	150 680
1995	MHP	1 885	102	216 436	176 454	159 000	182 246
1996	MHP	1 639	102	244 762	207 000	234 000	189 662
1997	MHP	1 306	79	288 821	238 800	240 000	381 781
1998	Monitor	1 970	41	298 704	268 750	210 000	197 324
1999	Monitor	2 020	4	367 887	322 233	312 000	252 127
2000	Monitor	2 013	0	428 018	361 360	360 000	321 742
2001	Monitor	1 942	4	473 872	418 117	414 883	301 635

F2. táblázat

Az egy főre jutó háztartási jövedelmek személyek közötti eloszlásának fontosabb egyenlőtlenségi mutatói Magyarországon, 1962–2001

Mutató	1962	1967	1972	1977	1982	1987	1992	1996	2001
P10	–	57	56	61	62	61	60	48	50
P90	175	165	165	161	162	173	183	191	184
P50/P10		1,8	1,8	1,6	1,6	1,6	1,7	2,1	2,0
P90/p50	1,8	1,6	1,7	1,6	1,6	1,7	1,8	1,9	1,8
P90/P10	–	2,89	2,94	2,65	2,61	2,81	3,07	3,95	3,7
S1	3,6	4,1	4,0	4,5	4,9	4,5	3,8	3,2	3,2
S5+S6	18,0	18,7	18,6	18,7	18,6	17,9	17,4	17,5	17,5
S10	20,8	19,1	19,7	18,6	18,6	20,9	22,7	24,3	24,3
S10/S1	5,8	4,7	4,9	4,1	3,8	4,6	6,0	7,5	7,7
Robin Hood-index	18,5	16,0	17,6	15,0	14,9	17,0	18,5	20,7	20,9
Éltető–Frigyes-index	2,09	1,92	1,96	1,84	1,82	2,00	2,13	2,32	2,34
Gini-együttható	0,257	0,227	0,236	0,214	0,209	0,244	0,266	0,300	0,304

A mutatók az egy főre jutó jövedelmek személyi eloszlása alapján lettek kiszámítva.

P10: a legelső decilis felső töréspontja a mediánhoz tartozó jövedelemérték (P50) százalékában.

P90: a legfelső decilis alsó töréspontja a mediánhoz tartozó jövedelemérték (P50) százalékában.

S1, S5, S6 és S10: a legelső az ötödik, a hatodik és a legfelső decilisek által kapott jövedelem az összes jövedelem százalékában.

Robin Hood-index: az átlagtól elmaradó részesedésű decilisek összes részesedésének eltérése az adott decilisek által maximálisan „kapható” jövedelemtől.

Éltető–Frigyes-index: az átlag feletti jövedelmek és az átlag alatti jövedelmek hányadosa.

Gini-együttható: szóródási típusú jövedelemegyenlőtlenségi mutató, értéke 0 (minden személy jövedelmének teljes egyenlősége) és 1 (az összes jövedelem koncentrációja egy személynél) között van.

Forrás: –1987: KSH jövedelemfelvételek alapján *Atkinson–Micklewright* [1992] HI1 táblázat), 1992–1996: MHP I–VI. hullámok, 2001: Társi Háztartás Monitor 2001.

Az 1992 és 2001 közötti években a feltüntetett év az adatfelvétel éve. A referencia-időszak az előző év áprilisától az adott év márciusáig tart.

F3. táblázat

Jövedelemegyenlőtlenség és relatív jövedelmi szint egyes társadalmi csoportokon belül,
1987–2001

Megnevezés	Az adott társadalmi csoporton belüli jövedelemegyenlőtlenség mértéke, $e = 0,73$ ekvivalens jövedelem személyi eloszlására számolva (MLD \times 1000)				Az adott társadalmi csoport átlagos ekvivalens jövedelmének aránya a népességátlag százalékában ($\lambda_k = \mu_k/\mu$)			
	1987	1992	1996	2001	1987	1992	1996	2001
	Összesen	92	121	143	145	100	100	100
Településtípus								
Falu	85	119	121	115	96	92	84	83
Város	90	93	130	120	100	96	98	97
Budapest	105	149	135	170	111	128	138	137
A háztartásfő neme								
Férfi	n.a.	118	145	149	n. a.	103	102	102
Nő	n.a.	119	131	113	n. a.	86	90	86
A háztartásfő kora								
–35	92	108	133	195	91	94	93	90
36–59	82	122	164	139	109	107	107	108
60+	92	113	82	89	85	88	89	88
A háztartásfő iskolázottsága								
Alapfokú	86	121	109	103	91	80	73	69
Szakmunkás	80	74	106	94	96	96	92	87
Középfokú	86	87	107	104	111	110	114	110
Felsőfokú	81	120	109	130	129	150	163	149
A háztartásfő foglalkoztatottsági státusa								
Egyedül foglalkoztatott	108	125	159	167	88	97	98	96
Foglalkoztatott, más foglalkoztatott is van	76	99	115	116	111	117	121	121
Inaktív	262	155	176	206	53	73	65	67
Nyugdíjas	76	89	97	76	75	75	82	79
Nyugdíjas, van foglalkoztatott is	59	73	83	87	105	103	104	95
Gyermekek száma a háztartásban								
0	102	123	129	138	105	104	112	109
1	79	107	144	137	105	103	100	98
2	76	103	129	122	95	101	96	90
3+	79	147	141	156	75	77	72	69
Etnikum								
Nem cigány	n. a.	112	132	134	n. a.	102	103	103
Cigány	n. a.	191	132	128	n. a.	62	46	45

Forrás: 1987: KSH jövedelemfelvétel, 1992–1996: MHP I és V. hullámok, 2001: Tárki Háztartás Monitor 2001.

F4. táblázat

A teljes jövedelemegyenlőtlenség tényezőkre bontása különböző dimenziók szerint, 1987–2001

Év	MLD × 1000	Csoporton belüli egyenlőtlenség, százalék (teljes MLD = 100)	Csoportok közötti egyenlőtlenség, százalék (teljes MLD = 100)
1987	92	98	2
1992	121	94	6
1996	143	89	11
2001	145	88	12
A háztartásfő neme			
1987	92	n. a.	n. a.
1992	121	98	2
1996	143	99	1
2001	145	99	1
A háztartásfő életkora			
1987	92	94	6
1992	121	97	3
1996	143	98	2
2001	145	97	3
A háztartásfő iskolázottsága			
1987	92	92	8
1992	121	82	18
1996	143	75	25
2001	145	73	27
A háztartás foglalkoztatottsága			
1987	92	88	12
1992	121	85	15
1996	143	86	14
2001	145	86	14
A gyermekek száma			
1987	92	95	5
1992	121	97	3
1996	143	94	6
2001	145	95	5
Etnikum			
1987	n. a.	n. a.	n. a.
1992	121	96	4
1996	143	93	7
2001	145	93	7

F5. táblázat

Az egyenlőtlenség változásának tényezőkre bontása, 1987–2001

Időszak	Az egyenlőtlenségi mutató változása százalékos formában $\Delta\%MLD$	A komponens: az egyenlőtlenségek változásának hatása	B és C komponensek: a strukturális változás hatása	D komponens: az egyes csoportok relatív jövedelem változásainak hatása
Településtípus				
1987–2001	58	40	0	17
1987–1992	31	26	-1	7
1992–1996	19	12	1	7
1996–2001	1	0	0	1
A háztartásfő neme				
1987–2001	58	n. a.	n. a.	n. a.
1987–1992	31	n. a.	n. a.	n. a.
1992–1996	19	20	0	-1
1996–2001	1	0	0	1
A háztartásfő kora				
1987–2001	58	60	-1	-1
1987–1992	31	34	0	-3
1992–1996	19	19	0	0
1996–2001	1	1	0	1
A háztartásfő iskolázottsága				
1987–2001	58	24	-1	32
1987–1992	31	20	-5	16
1992–1996	19	8	-1	13
1996–2001	1	-2	5	-2
A háztartásfő foglalkoztatottsága				
1987–2001	58	33	27	-1
1987–1992	31	15	21	-1
1992–1996	19	15	2	1
1996–2001	1	1	0	0
Gyermekek száma				
1987–2001	58	51	3	4
1987–1992	31	31	2	-2
1992–1996	19	14	1	4
1996–2001	1	2	-2	1
Etnikum				
1987–2001	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.
1987–1992	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.
1992–1996	19	14	0	5
1996–2001	1	1	0	1

Megjegyzés: az egyes komponensek az egyenlőtlenségi mutató megoszlását hivatottak jelezni. A 3–5. oszlopok összege az a kerekítések miatt nem feltétlenül teszi ki a 2. oszlopban jelölt számot.