

## **Tóth István György: Jövedelemösszetétel és egyenlőtlenségek, 2000–2003 között**

(elektronikus verzió, készült 2006-ban)

A tanulmány eredetileg nyomtatásban megjelent:  
Tóth István György (2004) „Jövedelemösszetétel és egyenlőtlenségek, 2000–2003 között”: in: *Társadalmi riport 2004*, Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György (szerk.). Budapest: TÁRKI, Pp. 75–95.





## Jövedelemösszetétel és egyenlőtlenségek, 2000–2003 között

*Tóth István György*

### *1. Bevezetés*

Korábbi elemzésünkben láttuk, hogy az egyenlőtlenségek alakulása az 1987–2000 közötti időszakban három jól elkülöníthető periódusra osztható. (Tóth 2003) Az első időszakban, nagyjából 1987 és 1992 között zajlott le a magyar gazdaság második világháború utáni legnagyobb visszaesése, a munkaerőpiac 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 2000 között növekedésnek indult a gazdaság, csökkent a munkanélküliség és az infláció. A három időszakban az egyenlőtlenségek alakulása jól elkülöníthető mintát mutatott.

A transzformációs átalakulás első 1987 és 1992 közötti szakaszában minden egyenlőtlenségi mutató jelentősen növekedett. 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 azok hányada, akik legalább két foglalkoztatottal rendelkező háztartásban éltek. A háztartások iskolázottsági különbségei szerint nőttek a háztartások közötti jövedelemkülönbségek, az iskolázottsági szerkezet átrendeződésének ebben az időszakban inkább egyenlőtlenségeket csökkentő hatása volt.

Az átalakulás második szakaszában (1992 és 1996 között) az egyenlőtlenségek továbbra is viszonylag számottevően, bár a korábbi időszakhoz képest kisebb mértékben nőttek. Ebben az időszakban az egyenlőtlenség növekedését leginkább az iskolázottsági szintek közötti egyenlőtlenségek növekedése magyarázta. Emellett a gyermekszám, az etnikum és a településtípus dimenziójában is viszonylag jelentősen nőtt a jövedelmek szóródása. Ebben az időszakban csaknem minden társadalmi kategóriában növekedett az egyenlőtlenség, a 60 év fölötti háztartásokat és a cigány háztartásokat kivéve.

Az átalakulás harmadik szakaszában (az 1990-es 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. Ez azonban nem jelenti azt, hogy nem

történtek változások az egyenlőtlenség szerkezetében, csak ezek valószínűleg összességében kioltották egymást (Tóth 2003).

A TÁRKI 2003 októberében ismét elvégezte a Háztartás Monitor vizsgálatot. Ez az adatfelvétel, mivel a 1992 óta tartó jövedelemvizsgálat-sorozat részeként lényegileg a hagyományoknak megfelelő módszertannal készült, alkalmas arra, hogy idősoros összehasonlításban vizsgáljuk a legutóbbi időszak jövedelemegyenlőtlenségi trendjeit. A vizsgálat módszertani összefoglalóját Szivós és Tóth (szerk, 2004) írja le.

Ebben a cikkben a következő egyszerű kérdésekre keressük a választ:

1. Miképpen változtak az aggregált jövedelemegyenlőtlenségek mutatói 2000 és 2003 között?
2. Miképpen változott a jövedelemegyenlőtlenség az egyes társadalmi-demográfiai csoportokon belül és azok között?
3. Milyen szerepet játszott az egyes jövedelem-elemek egyenlőtlensége, különösképpen az állami jóléti újraelosztásból származó jövedelmek alakulása a jövedelemeloszlás rétegelosztási mintázatának alakulásában?
4. Milyen hatása lehetett a jövedelemeloszlásra a vizsgált időszak két sokszereű társadalmpolitikai intézkedésének (a minimálbér emelésének és a közalkalmazotti béremelésnek)?
5. Hogyan fest a magyarországi egyenlőtlenségi rendszer az EU-tagországok kontextusában?

Az egyes témák esetében megvizsgáljuk, hogy a 2000–2003 közötti időszak folytatását jelenti az 1987 és 2000 közötti trendeknek, vagy esetleg hozott-e valamilyen eltérést? Kitérünk arra is, hogy a Háztartás Monitor felvétel legutóbbi hullámának módszertani változtatásai milyen módon érinthették az eredményeket. Az elemzésben három különböző eljárást alkalmazunk a háztartások méretgazdaságosságának tekintetbe vételére.<sup>1</sup> A használt fontosabb mutatókat és módszertani feltevéseket a tanulmány *Mellékletében* található táblázat foglalja össze.

---

<sup>1</sup> A háztartás méretgazdaságosságára való tekintettel az  $e$  rugalmassági együtthatót alkalmazva a személyi ekvivalens jövedelmet a következő képlet adja:  $N=Y/S^e$ , ahol  $Y$  a háztartás összjövedelme,  $S$  a háztartás létszáma. Két különböző rugalmassági együtthatóval számolunk. Ha  $e=1$ , akkor egy főre jutó jövedelmekről beszélünk. Ha  $e=0,73$  akkor egy olyan rugalmassági együtthatót alkalmazunk, amelyet a magyar létminimumszámítások implicit módon feltételeznek (Förster–Tóth 1998). Nagyon hasonló eredményeket ad az, ha a háztartás első felnőtt tagját 1 egységnek, a második felnőtt tagot 0,7 egységnek és a többi tagot 0,5 egységnek kezeljük. Végezetül egy harmadik eljárás azon ajánlás szerint, amely az Európai Unió a tagországok és az újonnan csatlakozó országok éves, társadalmi kirekesztettség elleni stratégiát megfogalmazó jelentéseiben elvár (Atkinson et al. 2002) a háztartás első felnőtt tagját 1 egységként, a második és további 14 év feletti tagokat 0,5-ként, a 14 év alatti tagokat pedig 0,3 egységként veszi figyelembe.

## 2. A jövedelemeloszlás főbb mutatói 1987 és 2003 között

Az adatok elsődleges elemzése azt mutatja, hogy a Monitor felvétel legutolsó periódusában (2000 és 2003 között) úgy tűnik, újabb szakasz kezdődött, ismét növekedtek a jövedelemegyenlőtlenségek a magyar társadalomban. A legfelső és a legalsó népességtized átlagjövedelmeinek mért aránya az egy főre jutó jövedelmek személyi eloszlását tekintve 7,5-ről 8,1-re, a háztartások közötti eloszlását tekintve pedig 7,5-ről 8,4-re emelkedett. (1. táblázat) A jövedelemeloszlás szélesedését valamennyi itt használt mutató értéke alátámasztja, igaz, a mutatók robusztussága és a kapott eredmények szignifikanciája eltérő (Tóth 2004).

1. táblázat. *Egyenlőtlenségi mutatók a megfigyelési egység szintje (egyén vagy háztartás) és a használt ekvivalencia-skála szerint, éves háztartási jövedelmek, 1987 és 2003 között*

	1987	1992	1996	2000	2003
<hr/>					
E=0,73					
P90/P10 személy	2,80	3,14	3,55	3,52	3,58
P90/P10 háztartás	2,97	3,07	3,33	3,35	3,50
S10/S1 személy	4,55	5,52	6,62	6,63	7,30
S10/S1 háztartás	4,85	5,36	6,26	6,81	7,60
Gini-egyűthető, személy	0,236	0,263	0,29	0,292	0,302
Gini-egyűthető, háztartás	0,248	0,267	0,284	0,296	0,310
<hr/>					
E=1,0					
P90/P10 személy	2,81	3,07	3,95	3,79	3,90
P90/P10 háztartás	2,83	2,91	3,64	3,58	3,76
S10/S1 személy	4,60	5,96	7,47	7,54	8,08
S10/S1 háztartás	4,74	5,50	6,99	7,50	8,43
Gini-egyűthető, személy	0,244	0,266	0,300	0,305	0,316
Gini-egyűthető, háztartás	0,248	0,263	0,289	0,306	0,322

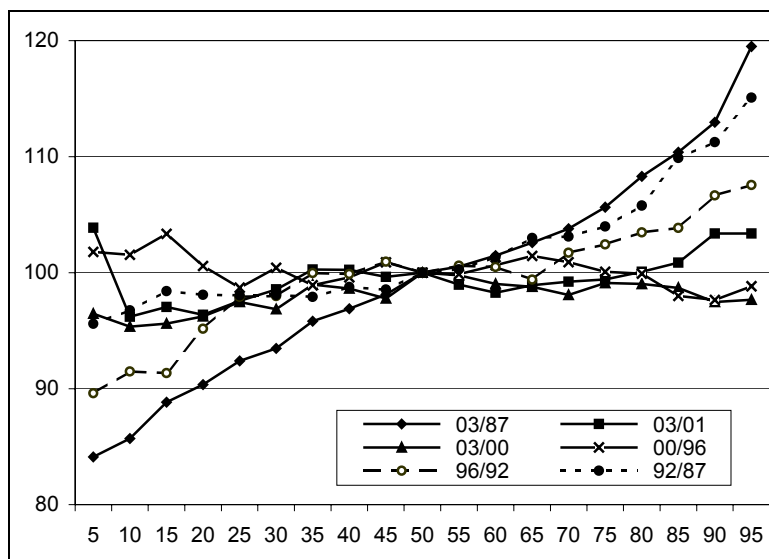
*Forrás:* 1987: KSH Jövedelem-felvétel; 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel; 2000, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor.

*Megjegyzés:* A táblázatban látható mutatók részletes magyarázatát lásd a *Mellékletben*.

Messzemenő következtetések levonása előtt tekintetbe kell venni, hogy a kapott egyenlőtlenségi mutatók természetesen nagymértékben függenek attól,

hogyan mennyire vagyunk képesek megragadni kérdőíves felvételeinkkel a makrojövedelmeket. A Magyar Háztartás Panel (MHP) és a Monitor felvételek során változatlan törzsblokkokkal, de kisebb-nagyobb finomításokkal, évről évre igyekeztünk javítani vizsgálatainknak azt a képességét, hogy a makrojövedelmek minél nagyobb hányadát képesek legyenek befogni. Mind ezen erőfeszítések ellenére az egymást követő években felvételeink egyre kevesebbet tudtak behozni a makroadatokhoz képest. Ennek részben kérdéstechnikai okai voltak, részben pedig az empirikus adatfelvételekkel kapcsolatos általános bizalmatlanság (pl. csökkenő válaszadási arány) állt a háttérben. Ezt a kérdést részletesebben a 4. fejezetben fogjuk elemezni.

1. ábra. Jövedelmi huszadok növekedési indexei\* az egyes periódusokban (%)



Forrás: 1987: KSH Jövedelem-felvétel; 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel; 2000, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor.

Megjegyzés: \*Az adott huszad növekedési indexe a medián növekedési indexének százalékában.

Azt, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése mennyire érintette a jövedelemeloszlás közepét vagy valamelyik szélét, mérhetjük úgy, hogy megvizsgáljuk a különböző jövedelmi percentilisek növekedési indexeit az egyes periódusokban. Jövedelmi huszadokra (vagyis jövedelem nagyság sze-

rint sorba rendezett népességek 5, 10, 15, ... 90, 95%-ánál elhelyezkedő egyének jövedelmeire) kiszámítva a növekedési indexeket azt látjuk, amit az *1. ábra* mutat. Eszerint 1987 és 2003 között összességében viszonylag jelentősen növekedtek a jövedelmi egyenlőtlenségek. (Mint látjuk az erre vonatkozó görbe meredeken emelkedik: az alsó ötöd jövedelmei az átlagnál lényegesen kisebb mértékben, míg a felső jövedelmi percentilisek jövedelmei az átlagnál lényegesen nagyobb mértékben emelkedtek a vizsgált időszakban).

A többi görbe vizsgálatából érdekes történet rajzolódik ki. 1987 és 1992 között azt látjuk, hogy növekedés görbének két egymástól markánsan eltérő szakasza van. A medián alatti percentilisek valamivel az átlagos jövedelem növekedési ütem alatt nőttek, de az egyes huszadok relatív indexei alig térnek el egymástól, ám a medián fölött a görbe ennél sokkal meredekebb, tehát minél magasabb percentilisről beszélünk, annál nagyobb volt a növekedési ütem is. Másképpen: ebben az időszakban a gazdagok nagyon gazdagodtak, de a szegények nem vagy ennél lényegesen kisebb mértékben szegényedtek egy amúgy nagymérvű egyenlőtlenség-növekedés közepette. 1992 és 1996 között viszont már kisebb volt általában is a jövedelemegyenlőtlenségek növekedése (a görbe összességében kevésbé meredek). Az átlagos növekedési ütemtől lényegesen leszakadnak a legalsó három huszad (tehát a népesség alsó 15%-ának) a jövedelmei, míg az átlagot lényegesen meghaladó volt a felső 10% jövedelem emelkedése. 1996 és 2000 között már nem történt szignifikáns jövedelemegyenlőtlenség-növekedés. Ebben az időszakban a legszegényebb másfél millió ember jövedelmei az átlagos ütemnél egy kicsit jobban emelkedtek, a leggazdagabb másfél millió pedig valamivel az átlag alatt. Ez azért tűnhet várakozásainkkal ellentétesnek, mert első látásra nem biztos, hogy belegondolunk: ekkor a már az alsó és a felső másfél millió ember induló jövedelmei között jelentős különbségek vannak, és a legalsó jövedelmek valamivel átlag feletti növekedése abszolút értékben egészen elhanyagolható összeget jelenthet a leggazdagabbak jövedelem növekedéséhez képest, még akkor is, ha az százalékosan esetleg valamivel alacsonyabb növekedést jelent. Végezetül a legutóbbi periódusban (2000 és 2003 között) csak kismértékű eltérések vannak az egyes huszadok növekedési indexeiben. Azt feltételezhetjük, hogy az egyenlőtlenség-növekedés jórészt ezeken a percentiliseken kívül, méghozzá inkább felül következhetett be.

2. táblázat. *Ekvivalens jövedelmek személyi eloszlása a jövedelemeloszlás különböző részeire érzékeny mutatók alapján, 1987 és 2003 között*

	1987	1992	1996	2000	2003
Felső sávra érzékeny mutatók					
P90/P50	1,69	1,86	1,90	1,92	1,92
GE(2)	0,116	0,168	0,236	0,207	0,261
A(0,5)	0,046	0,059	0,071	0,072	0,078
Középső sávra vagy az eloszlás két szélére szimmetrikusan érzékeny mutatók					
S10/S1	4,55	5,52	6,62	6,63	7,30
P90/P10	2,80	3,14	3,55	3,52	3,58
GE(0)	0,092	0,119	0,143	0,147	0,156
GE(1)	0,097	0,127	0,156	0,155	0,175
Gini- együttható	0,236	0,263	0,290	0,292	0,302
A(1)	0,088	0,112	0,133	0,137	0,144
Alsó sávra érzékeny mutatók					
P10/P50	0,60	0,59	0,54	0,55	0,54
A(2)	0,164	0,219	0,244	0,294	0,259

*Forrás:* 1987: KSH Jövedelem-felvétel; 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel; 2000, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor.

*Megjegyzés:* Ez esetben az  $e=0,73$  ekvivalencia-skálával számoltunk. A táblázatban látható mutatók részletes magyarázatát lásd a *Mellékletben*.

Az  $e=0,73$  ekvivalencia-skála alapján számolt, a jövedelemeloszlás különböző részeire érzékeny mutatók (2. táblázat) részletesebb elemzése is arra utal, hogy az egyenlőtlenség növekedése elsősorban a felső decilisekben következhetett be. Erre utal például a GE(2) mutató jelentős (0,207-ről 0,261-re) történő növekedése. A jövedelemeloszlás alsó sávjában az egyenlőtlenségek inkább csökkentek. Azok a mutatók, amelyek a középső sávra érzékenyek, szisztematikusan növekvő egyenlőtlenséget mutatnak.

### 3. Egyenlőtlenségek és társadalmi-demográfiai csoportok

Az itt következő elemzésben azt igyekszünk számszerűsíteni, hogy az aggregált egyenlőtlenségek alakulásához mekkora mértékben járult hozzá a kérdéselt háztartások háztartásfőinek életkora, iskolázottsága, etnikai hovatartozása, illetve a háztartások munkaerő-piaci összetétele és gyermekszáma alapján



definiált részhalmazokon belüli és azok közötti egyenlőtlenség növekedése.<sup>2</sup> Az elemzésben mindegyik dimenzióban megvizsgáljuk az átlagos logaritmi-  
kus eltérés (MLD, azaz a GE(0)-mutató) alakulását az egyes részhalmazokra  
vonatkozóan (3. táblázat), majd megnézem, hogy az egyes években a szóban  
forgó dimenziók mekkora mértékben befolyásolták az egyenlőtlenség mérté-  
két (4. táblázat).

Az egyes társadalmi-demográfiai csoportok helyzetét az adott csoportba tar-  
tozóknak a társadalom főátlagához viszonyított relatív jövedelmi pozíciójával és  
az adott csoporton belüli jövedelemszórással együttesen tudjuk megfelelőképpen  
jellemezni. Bizonyos társadalmi csoportok viszonylag homogének: a belső szórá-  
suk kisebb az átlagosnál. Ilyen homogén csoportot jelentenek a falusiak, a váro-  
siak, a női háztartásfőjű háztartásokban élők, a 60 év fölöttiek, illetve a nyugdíjas  
háztartásfőjű háztartásokban élők, valamint azok a háztartások, amelyekben leg-  
alább két foglalkoztatott vagy egy nyugdíjas és legalább egy foglalkoztatott van.  
Mindezeken túl külön-külön stabilan homogén csoportokhoz jutunk az isko-  
lázottsági bontás esetén, függetlenül az iskolázottság szintjétől.

Ha egy csoporton belül a jövedelmek szórása kicsi és ráadásul a jövedelmek  
nagysága jelentősen az átlag fölötti, akkor az azt valószínűsíti, hogy a csoport tag-  
jainak jelentős része az átlagnál jobb helyzetű lehet. Ilyen homogén, átlagnál jobb  
helyzetű csoportok a felsőfokú végzettségűek, valamint azok a háztartások, ahol a  
háztartásfőn kívül van még legalább egy foglalkoztatott. Bizonyos években a bu-  
dapestiek társadalma és a gyermektelenek csoportja is ebbe a kategóriába tarto-  
zik, de vannak olyan évek, amikor esetükben az átlagnál jobb helyzet viszonylag  
nagy szórás mellett valósul meg.

Ha egy csoporton belüli kis szórás átlagnál alacsonyabb jövedelemmel páro-  
sul, akkor ott homogén, alacsony jövedelmű csoportról beszélhetünk. Határozot-  
tan ilyen a falusiak társadalma, az alapfokú iskolázottságú háztartásfők háztartá-  
saiban élők csoportja és azoké a háztartásoké, ahol nő a háztartásfő. Konziszten-  
sen alacsony jövedelmű csoportot jelentenek a három- és többgyermekesek, vala-  
mint a cigányok háztartásai, bár meg kell jegyezni, hogy a nagycsaládosok cso-  
portja bizonyos években az átlagnál heterogénebb volt. A cigányság jövedelmi  
szintje és szórása egyaránt folyamatosan csökkent a vizsgált időperiódusban.

Általában nagyobb a belső jövedelmi szórása azoknak a háztartásoknak, ame-  
lyekben a háztartásfő inaktív, ahol a háztartásfő 36–59 éves, néha pedig (az utób-  
bi két időpontban) a fiatal háztartásoké és (1992-ben és 2003-ban) a buda-

---

<sup>2</sup> A tényezőkre bontás módszertana (lásd Mookherjee–Shorrocks 1982; Jenkins 1995) abból  
indul ki, hogy az összes egyenlőtlenség felbontható egy adott dimenzióban az egyes csoportokon  
(például falusiak vagy fiatalok vagy nők) belüli egyenlőtlenség és a csoportok közötti (például  
falú-város-Budapest vagy fiatal-idős vagy férfi-nő) egyenlőtlenségek összegére. Az itt alkalma-  
zott eljárás (részletesen ld. Tóth 2003) ennek megfelelő tényező-bontást valósít meg.

pestieké, valamint azoké, akiknek a háztartásában legfeljebb a háztartásfő foglalkoztatott.

2000 és 2003 között a legjelentősebb átalakulás úgy tűnik, a háztartásfő foglalkoztatottsági státusza szerint következett be. Jelentősen javult azoknak a háztartásoknak a jövedelmi pozíciója, amelyekben legalább két foglalkoztatott van (a háztartásfő és még valaki más) miközben az átlaghoz képest romlott a többi kategória relatív helyzete. (3. táblázat) Eközben szinte mindegyik munkaerő-piaci kategórián belül csökkentek a belső egyenlőtlenségek (leszámítva azokat a háztartásokat, ahol a háztartásfő nyugdíjas, de valaki más rendelkezik állással). Összességében a jövedelmek szóródása az MLD-mutatóval mérve kismértékben emelkedett. A legnagyobb emelkedés Budapesten, a középfokú végzettségűek között, és a gyermektelenek, valamint a két gyermekesek között következett be.

3. táblázat. *Jövedelemegyenlőtlenség és relatív jövedelmi szint egyes társadalmi csoportokon belül, 1987–2003*

Megnevezés	Az adott társadalmi csoporton belüli jövedelemegyenlőtlenség mértéke, $e=0,73$ ekvivalens jövedelem személyi eloszlására számolva (MLD×1000)					Az adott társadalmi csoport átlagos ekvivalens jövedelmének aránya a népességátlag százalékában ( $\lambda_k = \mu_k/\mu$ )				
	1987	1992	1996	2000	2003	1987	1992	1996	2000	2003
<i>Összesen</i>	92	121	143	147	156	100	100	100	100	100
Településtípus										
Falu	85	119	121	127	131	96	92	84	85	86
Város	90	93	130	137	139	100	96	98	97	98
Budapest	105	149	135	138	178	111	128	138	135	136
A háztartásfő neme										
Férfi	n.a.	118	145	148	157	n.a.	103	102	101	103
Nő	n.a.	119	131	141	138	n.a.	86	90	97	87
A háztartásfő életkora										
18–35 éves	92	108	133	174	164	91	94	93	100	92
36–59 éves	82	122	164	156	168	109	107	107	102	106
59 év feletti	92	113	82	90	87	85	88	89	94	92
A háztartásfő iskolázottsága										
Alapfokú	86	121	109	109	104	91	80	73	75	68
Szakmunkás	80	74	106	103	105	96	96	92	89	91
Középfokú	86	87	107	111	131	111	110	114	116	112
Felsőfokú	81	120	109	156	151	129	150	163	159	168

Megnevezés	Az adott társadalmi csoporton belüli jövedelemegyenlőtlenség mértéke, $e=0,73$ ekvivalens jövedelem szemé-lyi eloszlására számolva (MLD×1000)					Az adott társadalmi csoport átlagos ekvivalens jövedelmének aránya a népességátlag százalékában ( $\lambda_k = \mu_k/\mu$ )				
	1987	1992	1996	2000	2003	1987	1992	1996	2000	2003
A háztartásfő foglalkoztatottsági státusza										
Egyedül foglal-koztatott	108	125	159	172	152	88	97	98	99	88
Foglalkoztatott, más foglalkoz- tatott is van	76	99	115	125	121	111	117	121	118	129
Inaktív	262	155	176	188	163	53	73	65	69	60
Nyugdíjas	76	89	97	98	79	75	75	82	86	81
Nyugdíjas, van foglalkoztatott is	59	73	83	78	84	105	103	104	106	100
Gyermekek száma a háztartásban										
0	102	123	129	128	147	105	104	112	108	111
1	79	107	144	156	133	105	103	100	102	100
2	76	103	129	118	143	95	101	96	89	92
3+	79	147	141	214	115	75	77	72	71	61
Etnikum*										
Nem cigány	n.a.	112	132	134	144	n.a.	102	103	103	104
Cigány	n.a.	191	132	128	109	n.a.	62	46	45	49

Forrás: 1987: KSH Jövedelem-felvétel; 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel; 2000, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor

Megjegyzés: n.a.: nincs adat.

\*Az etnikumra vonatkozó számításokhoz a 2000. évi helyett 2001-es adatokat használtunk.

A különböző dimenziók magyarázó erejét egymáshoz viszonyítva azt találjuk, hogy 2003-ban is a háztartásfő iskolázottsága és a háztartás foglalkoztatottsági jellemzői járulnak hozzá legnagyobb mértékben a jövedelmi egyenlőtlenségekhez. (4. táblázat) Az iskolázottság dimenziójában a csoportok közötti egyenlőtlenség 25%, ami gyakorlatilag nem változott a korábbi évekhez képest, a foglalkoztatottság dimenziójában pedig 20%, ami viszont emelkedést jelent a összes megelőző vizsgált évhez képest. Ezeken kívül viszonylag jelentősen növekedett a jövedelmi szóródás aszerint, hogy hány gyermek van a háztartásokban. 2003-ban az összes egyenlőtlenség 9%-át magyarázza a gyermekszám. Ez nagyjából ugyanannyi, mint az etnikumnak és a településtípusnak a magyarázó ereje, bár itt nyilvánvalóan három teljesen különböző dimenzióról van szó. Az etnikai hovatartozás dimenziójában rendkívül

nagy különbségeket találhatunk (a cigány családok relatív jövedelmei az összes többi kategóriához képest a legalacsonyabbak, az átlag mintegy felét teszik ki), és ez a társadalmi csoport ráadásul még nagyon homogén is, hiszen körükben meglehetősen kicsi a jövedelmek szórása (MLD=0,109). A gyermekszám esetében azonban más a helyzet: az átlag körüli relatív jövedelemmel rendelkező, egy- és kétgyermekesek mögött messze le vannak szakadva a három- és többgyermekesek, akiknek átlagos ekvivalens jövedelme a népességátlag mintegy 60%-a. A településtípus változó, ezzel szemben számos összetételhatást tartalmaz. Ezt a többváltozós elemzések is kimutatják, hiszen a jövedelemeloszlásra, illetve a szegénységbe kerülésre vonatkozó elemzéseknél a településtípus változó ereje általában eltűnik.

4. táblázat. *A teljes jövedelemegyenlőtlenség tényezőkre bontása különböző dimenziók szerint, 1987–2003*

	1987	1992	1996	2000	2003
MLDx1000	92	121	143	147	158
Csoportok közötti egyenlőtlenség, % (teljes MLD=100)					
Településtípus	2	6	11	9	8
A háztartásfő neme	n.a.	2	1	0	1
A háztartásfő életkora	6	3	2	0	2
A háztartásfő iskolázottsága	8	18	25	23	25
A háztartás foglalkoztatottsága	12	15	14	11	20
A gyermekek száma	5	3	6	5	9
Etnikum	n.a.	4	7	7	9

*Forrás:* 1987: KSH Jövedelem-felvétel; 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel; 2000, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor.

*Megjegyzés:* n.a.: nincs adat.

A rendszerváltást kísérő transzformációs visszaesés egyik legfontosabb következménye a foglalkoztatottsági szint csökkenése és az inaktivitás növekedése volt. Ennek következtében nemcsak a személyek, hanem a háztartások szintjén is polarizálódott a munkaerő-piaci részvétel. Úgy tűnik azonban, hogy ebben a tekintetben az utolsó periódusban (2000–2003) pozitív tendenciákat figyelhetünk meg. Miközben összességében a foglalkoztatottság a makroadatok szerint csak kismértékben emelkedett, ez a háztartások között viszonylag kedvezően „terült szét”. A Monitor adatai szerint 2000-ben még a teljes népesség 56%-a élt olyan háztartásokban, amelynek a háztartásfője alkalmazott volt, és 9%-a élt munkanélküli háztartásfőjű háztartásokban, 2003-

ra az előbbieké aránya 61%-ra nőtt, az utóbbiaké pedig 6%-ra csökkent. Ugyanígy a háztartásban levő foglalkoztatottak száma szerint is történt átrendeződés: növekedett azoknak az aránya, akiknek a háztartásában legalább egy foglalkoztatott van és csökkent azoké, akiknek a háztartásában egyáltalán nincs foglalkoztatott. Hasonló trendeket állapíthatunk meg a háztartásokban levő munkanélküliek számára, illetve arányára vonatkozóan is, összhangban a munkanélküliség és a foglalkoztatottság más forrásokból származó adataival.

#### *4. A háztartások jövedelmi összetételének változása*

Fentebb említettük, hogy a Monitor vizsgálat legfrissebb adatfelvételében jelentősen megváltoztattuk a foglalkoztatottságra és a jövedelemszerkezetre vonatkozó kérdőívblokkot. Emiatt a jövedelemösszetételre vonatkozó eredményeink idősoros elemzése különös óvatosságot igényel. Az adatok szerint a piaci jövedelmekben részesedő háztartások aránya viszonylag jelentősen csökkent (74%-ról 64%-ra). Ennek alapján azt feltételezhetjük, hogy a különböző foglalkoztatottsági kategóriába tartozó háztartások belső jövedelmi szerkezete egymástól egyre nagyobb mértékben eltérővé vált. Tehát azokban a háztartásokban, ahol van foglalkoztatott, a piaci jövedelmek aránya relatíve megnőtt, míg azokban a háztartásokban, ahol a háztartásfő nyugdíjas vagy inaktív, illetve a háztartásban levő foglalkoztatottak száma alacsonyabb, a jóléti támogatásból származó jövedelmek aránya növekedett meg viszonylag jelentősen. Azt feltételezzük, hogy mindez elsősorban annak tudható be, hogy a nyugdíjas háztartások piaci jövedelemszerzési lehetőségei visszaszorultak, és körükben jelentősen megnövekedett a nyugdíj és az egyéb társadalombiztosítási juttatások összjövedelmen belüli aránya. És valóban, azokban a háztartásokban, ahol a háztartásfő munkanélküli vagy inaktív, a piaci jövedelmek háztartáson belüli aránya jelentősen esett, és ugyanez mondható el a nyugdíjas háztartásfőjű háztartások esetében is!

Az összes jövedelem egyenlőtlenségeinek meghatározásában szerepet játszik az is, hogy mekkora az újraelosztás előtti jövedelmek szóródása, és ehhez az összes háztartási jövedelem formálódásában mennyit tesz hozzá a jóléti újraelosztás által nyújtott támogatások szóródása. Az 1990-es évek során végig azt láthattuk, hogy az újraelosztás előtti jövedelmek szóródása folyamatosan növekedett, amit összességében korrigáltak a szociális és társadalombiztosítási támogatások. Ez így volt 2003-ban is, bár most azt is láthatjuk, hogy a piaci jövedelmek szóródása csökkent 2000-hez képest. (5. táblázat) Ezt összevetve azzal, hogy az összes ekvivalens háztartási jövedelemre

vonatkozó Gini-együttható növekedett, azt valószínűsíthetjük, hogy a jóléti támogatások egyenlőtlenség-csökkentő hatása kevésbé érvényesült a 2000 és 2003 közötti periódusban a korábbi évekhez képest.

5. táblázat. *Egyes háztartási jövedelem-elemek és ezek összegének egyenlőtlenségei, 1992–2003 (Gini-együtthatók, %)*

Jövedelem-elemek	1992	1996	2000	2001	2003
Piaci jövedelmek	46,6	50,1	54,8	52,4	45,2
Egyéb nem állami	64,3	65,8	70,1	73,9	85,9
Újraelosztás előtti jövedelmek	47,2	50,4	55,4	53,3	53,5
Szociális jövedelmek	37,3	37,9	40,6	43,6	45,7
Társadalombiztosítási jövedelmek	31,8	37,9	37,1	39,8	39,1
Újraelosztás előtti + szociális jövedelmek	45,1	48,4	53,3	51,6	53,5
Imputálás előtti jövedelmek összesen	29,5	30,8	33,0	33,1	36,7
Imputálás utáni összes, ekvivalens jövedelmek (háztartás)	26,7	28,4	29,6	29,7	32,2

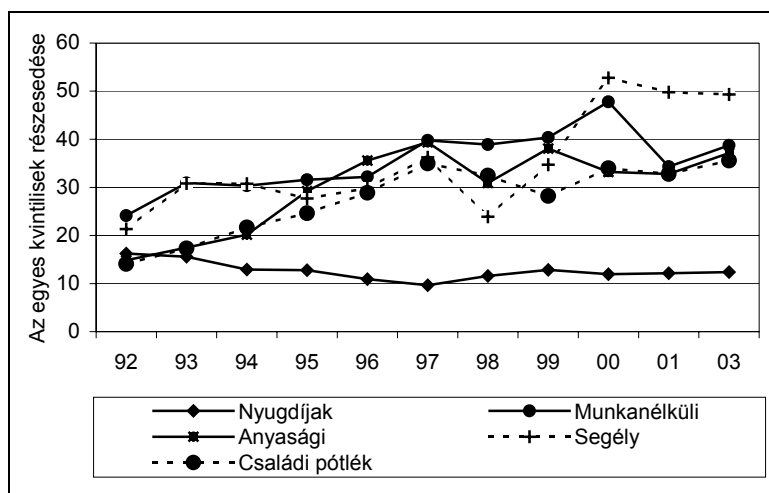
*Forrás: 1992, 1996: Magyar Háztartás Panel (A) – országos reprezentatív minta, amely nem tartalmazza a budapesti túlmintát, a kiinduló minta elemszáma 2056 háztartás; 2000, 2001, 2003: TÁRKI Háztartás Monitor*

*Megjegyzés: A táblázatban a Gini-együttható értékei mindig a háztartások egy fogyasztási egységére jutó, nem nulla jövedelmeinek koncentrációját mutatják. Mérési egység a háztartás. Transzfer előtti jövedelmek = piaci jövedelmek (munkából és vagyomból származó) + más nem állami juttatások.*

Az elmúlt években szokásos elemzésekhez hasonlóan most is megvizsgáltuk, hogy az egyes jóléti támogatások rétegeloszlása (megoszlása az egyes, összjövedelem alapján definiált ötödök között) hogyan alakult. Ez az elemzés lényegében arról szól, hogy mekkora is a jóléti támogatások „céltottsága”. Az 1990-es évek során azt tapasztaltuk, hogy általában a nyugdíjkat leszámítva valamennyi jóléti támogatási forma céltottsága növekedett, vagyis az összes munkanélküli járadék, anyasági támogatás, segély és családi pótlék egyre nagyobb hányada jutott el a legalsó kvintilishez. Ez a tendencia nem változott a 2000 és 2003 közötti periódusban sem (2. ábra). 2003-ban az összes nyugdíj egynolcada, az összes munkanélküli járadék, anyasági támogatás és családi pótlék körülbelül 35–40%-a, továbbá az összes segélyek csaknem fele jutott el a legalsó jövedelmi ötödhöz. Ezért ma már nem állják

meg a helyüket azokat a megállapítások, amelyek a jóléti támogatások nem megfelelő célzottságáról szólnak – bár hozzá kell tennünk, a célzottság „megfelelőségének” megítélése mindig relatív és értékek, preferenciák függvénye.

2. ábra. Az alsó jövedelmi ötöd részesedése az egyes jóléti támogatásokból, 1992–2000 (%)



Forrás: 1992–1997: Magyar Háztartás Panel (B) – teljes minta, a budapesti túlmintát is tartalmazza, a kiinduló minta elemszáma: 2600 háztartás; 1998–2003: TÁRKI Háztartás Monitor.

Az utolsó jövedelem-elem, amivel az egyenlőtlenségek nagyságának magyarázatok foglalkozni kell, az az imputált jövedelem. Ez alapvetően három forrásból adódik. A kérdezőbiztos által el nem ért háztartástag összes jövedelmeire a háztartás ügyeiben kompetens személy ad tételesen nem bontott becslést. A jövedelmi változóra ki nem töltött kérdőív megfelelő sorára az adott személyhez a mintából a hozzá leginkább hasonló kategóriába tartozó személyek átlagos (tételesen csak két nagyobb aggregátumra, a munkajövedelmekre és a járadékjövedelmekre bontott) jövedelmét imputáljuk. Végezetül imputáció (szintén a hasonló a hasonlóhoz elvén) történhet egyszerű hibajavításként is, amikor az adott egyénre vonatkozóan rendelkezésre állnak az ő foglalkoztatottságával, esetleg az adott jövedelemben való részesedésével kapcsolatos információk is, ám az összeg valamilyen oknál fogva mégsem valószerű. Az efféle imputált jövedelmek aránya 2000-ben az összes végső háztartásjövedelemben 13%, 2003-ban pedig 16% volt. Az imputáció valamivel nagyobb mértékben érintette a felsőbb deciliseket mint az alsókat. Mindazonáltal az

imputálásnak és a fent leírt módon megvalósított jövedelempótlásnak összességében egyenlőtlenségeket csökkentő hatása volt 2003-ban is, hasonlóan a korábbi években tapasztaltnak.

### *5. Két bérsokk és azok lehetséges hatásai*

A 2000 és 2003 között két olyan exogén jövedelmi sokk következett be – a minimálbér több mint kétszeresére emelése 2000–2001-ben és a közalkalmazotti bérek emelése 2002-ben –, amelyek önmagukban is lényeges hatással jártak. Az adott reformok hatásaival részletesebben foglalkozik ebben a kötetben Kézdi, Horváth és Hudomiet (2004), ezért itt nem térünk ki a munkaerőpiacot érintő részletekre és az adott intézkedések mélyebb ismertetését is mellőzzük. Érdekes viszont eltöprengeni azon, hogy mit várhatunk efféle intézkedésektől a jövedelemeloszlás alakulására vonatkozóan.

Több okunk van arra, hogy a jövedelemeloszlás szintjén más hatásokat tételezzünk fel, mint amit a munkaerőpiacon találhattunk. Először is, a jövedelemeloszlás megfigyelési egysége a háztartás, amelynek az adott érintett foglalkoztatotton kívül más tagjai is vannak, ami az amúgy tiszta hatásmechanizmusokat tovább komplikálhatja. Másodsor, a jövedelem több, mint bér: a háztartások összes nettó jövedelmében átlagosan 55%-ot tesznek ki a keresetek, de ez erősen szóródik a háztartásban foglalkoztatottak száma szerint. Ott, ahol a háztartásfő és mellette még valaki foglalkoztatott, a keresetek aránya 80% fölött van, míg ott, ahol a háztartásfő nyugdíjas és nincs foglalkoztatott a háztartásban, a keresetek aránya mindössze 4%. Még azokban a háztartásokban is 40% körül van a keresetek aránya az elmúlt évi összes nettó jövedelemben, ahol a háztartásfő munkanélküli vagy inaktív.

Tényleges szimulációkat ezért erre vonatkozóan egy ilyen kis adatbázisban, mint a Monitor felvétel nem lehet végezni. Megpróbálhatjuk azonban összegyűjteni azokat a jeleket, stilizált tényeket, amelyek nem mondanak ellent egyik vagy másik hipotézisnek. Tudjuk, hogy a munkaerőpiacon a minimálbér-emelésnek volt egy kereseti egyenlőtlenséget mérséklő hatása. Az 50 főnél nagyobb cégeknél foglalkoztatottak bruttó átlagkeresetének felső és alsó decilisei közötti szorzó 1997 és 2001 között 9,3-ról 7,8-ra csökkent (KSH 2002), a P90/P100 arány pedig a 2000-es évi 4,86-ról 2001-re 4,18-ra, majd 2002-re 4,1-re esett (Kertesi–Köllő 2004). A Monitor adatai szerint azt tapasztaltuk, hogy a háztartások ekvivalens piaci jövedelmeinek egyenlőtlensége jelentősen csökkent 2000 és 2003 között: a szóban forgó jövedelmekre vonatkozó Gini-együttható 52%-ról 45%-ra esett. Ez persze önmagában is több tényező együtthatásának lehet az eredménye, de ezek közül az egyik a

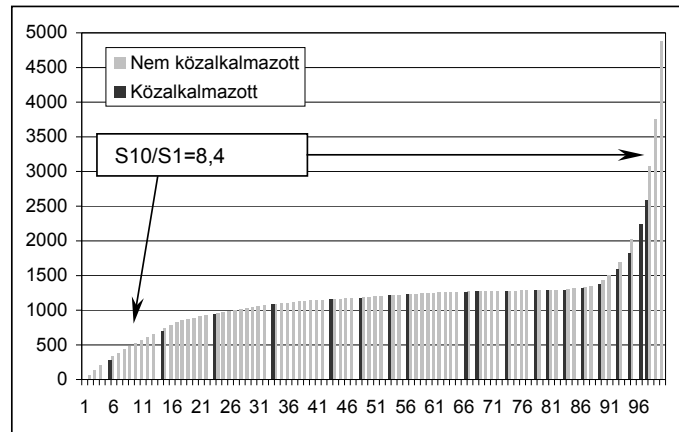


minimálbér-emelésnek köszönhető egyszeri összetömörítő hatás lehet. Más vonatkozásban (és Kertesi–Köllő (2004) szerint ez volt a jelentősebb) a minimálbér-emelés sokkja letérítette a gazdaságot egy foglalkoztatás-bővülési pályáról. Bár a minimálbérek emelkedése a keresetek egyenlőtlenségeit csökkentette, eközben azonban a munkaerőpiacon bennlévő foglalkoztatottak kereseteinek növekedése és egyenlőtlenségeinek csökkenése mellett a munkaerőpiac bővülésének befagyása egy bizonyos ponton növelhette a jövedelmi szakadékot a munkaerőpiacon benn levők és az onnan kiszorultak között. A Monitor felvételben erre utal például a piaci jövedelmekben részesedő háztartások arányának csökkenése, még akkor is, ha emögött elsődlegesen a nyugdíjasok foglalkoztatásának visszaesését gyaníthatjuk.

Más a helyzet a közalkalmazotti bérek 2002-es drasztikus emelésével. Előzetes politikusi és elemzői várakozások fűződtek ahhoz, hogy a közalkalmazotti béremelés (a rosszul fizetett közalkalmazottak béreinek rendezése révén) egyenlőtlenség csökkentő hatású lesz. Hogy ez így nem triviális, arra vonatkozóan nézzünk meg egy gondolat kísérletet a legfrissebb Monitor adatbázis alapján! Tétélezzük föl, hogy a kormányzat elégedetlen a közalkalmazottak jelenlegi fizetésével és ismét a többi alkalmazotthoz képest jelentős mértékben emelni szeretné a kereseteiket. Jelenleg az összes háztartás mintegy 20%-ában közalkalmazott a háztartásfő. Ezeknek a háztartásoknak a jövedelemeloszlásban elfoglalt helye (ha képzeletben mindenkit jövedelme szerint növekvően, „tornasorba” rendezünk) ahhoz hasonló képet fog mutatni, amelyet a *3.1. ábra* jelez. Képzeljük el ezután, hogy a kormányzat mindenkinek legalább 20%-kal emeli a keresetét, de a közalkalmazottak keresetére kétszeres emelési szorzót alkalmaz, vagyis 40%-kal emeli a fizetésüket. Ennek megfelelően az így kialakuló új „tornasorban” a közalkalmazottak máshová kerülnek, kicsit feljebb tömörülnek (*3.2. ábra*). Ezáltal az összes jövedelmek decilis aránya (a legfelső és a legalsó decilisek jövedelmeinek arányát mutató S10/S1 értéke minden egyéb körülmény változtatlansága mellett 8,4-ről 8,7-re emelkedik.

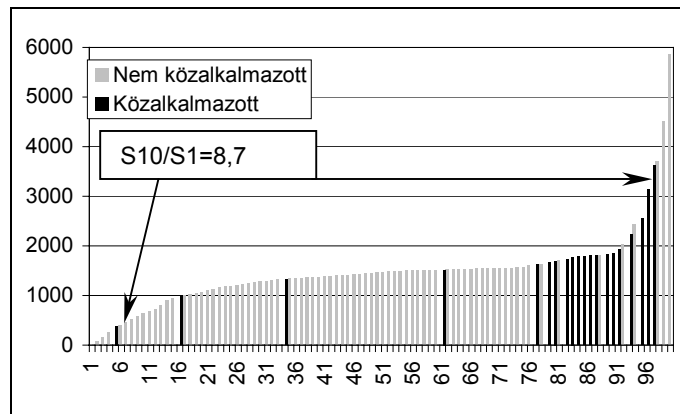
Ez a részben fiktív számpélda azt a célt szolgálta, hogy rávilágítson, igenis lehetséges a közalkalmazotti béremelésnek az összes egyenlőtlenséget növelő hatása. Nem tudjuk kétséget kizáróan bizonyítani, hogy ez történt, de meggyőző módon az ellenkezőjét sem lehet bebizonyítani. A közalkalmazotti bérek emelésének tényleges hatásait csak egy a Monitor felvételhez képest lényegesen nagyobb adatállományon lehetne kétséget kizáróan, de legalábbis a jelenleginél alacsonyabb bizonytalansági szinten megmutatni.

3.1. ábra. Egyszerű szampélda a közalkalmazotti bérek emelésének lehetséges egyenlőtlenségi hatásairól – béremelés előtti helyzet



Megjegyzés: Kiinduló állapot: a közalkalmazotti családok aránya 20% a népességben. Elhelyezkedésük az egyes jövedelem kvintilisekben: 14, 17, 16, 22 illetve 31%.

3.2. ábra. Egyszerű szampélda a közalkalmazotti bérek emelésének lehetséges egyenlőtlenségi hatásairól – béremelés utáni helyzet



Megjegyzés: A nem közalkalmazottak 20%-os, a közalkalmazottak 40%-os béremelést kapnak. Béremelés után a közalkalmazottak elhelyezkedése az egyes jövedelem kvintilisekben: 10, 13, 15, 25 illetve 38%.

## 6. Nemzetközi összehasonlítás

A nemzetközi összehasonlítást az utóbbi években megkönnyíti, hogy a csatlakozási folyamat előre haladtával az Unió mind részletesebb statisztikai összehasonlításokat készít az egyes jelenlegi és jövőbeni tagországok egyenlőtlenségi rendszereiről, különös tekintettel az ún. társadalmi kirekesztésre, szegénységre vonatkozóan. (EC 2001, 2002; EUROSTAT 2002a, 2002b; áttekintésért lásd Lelkes 2003). A legfrissebb ilyen összevetések (Dennis–Guio 2003a, 2003b) részletes és egységes módszertani előírások alapján készültek és egyre növekvő mértékben épülnek be a rendszeres jelentésmonitorozási rendszerbe, illetve képezik részét a tervezési-döntéshozási folyamatnak. E tanulmány zárásakor Magyarországra vonatkozóan kétféle adat létezik. Az egyik a magyar hivatalos statisztikai rendszer, a Központi Statisztikai Hivatal által az Uniónak validálásra benyújtott adat, a másik pedig az, ami a TÁRKI Monitor vizsgálatából származik. (6. táblázat) A két adat eltér egymástól, amiből először is azt a következtetést kell levonnunk, hogy nagyon óvatosan kell bánni az adatállományok megválasztásával, hiszen ez adott esetben lényeges interpretációs különbségekhez vezethet a nemzetközi összehasonlítások során.

6. táblázat. *Jövedelmi egyenlőtlenségek a kibővült Európai Unió országaiban, 1999–2003*

	EU-15	Csatlakozók
Egyenlőbb országok (S80/S20: 3–4 között)	Dánia, Svédország, Finnország, Németország, Ausztria, Hollandia, Luxemburg	Szlovénia Cseh Köztársaság Magyarország (KSH: 3,4)
Közepesen egyenlőtlen országok (S80/S20: 4–5 között)	Belgium, Franciaország Írország, Olaszország	Lengyelország Magyarország (TÁRKI: 4,5) Ciprus, Málta
Egyenlőtlen országok (S80/S20: 5 fölött)	Nagy-Britannia Spanyolország Görögország Portugália	Litvánia Lettország Észtország

*Forrás:* Magyarország: KSH-közlés, illetve saját számítások. Egyébként Dennis–Guio (2003a, 2003b)

*Megjegyzés:* Háztartás éves nettó jövedelmek alapján számolt, módosított OECD-skálával korrigált személyi ekvivalens jövedelmek eloszlása alapján, összhangban azzal, ahogy azt az ún. laekeni indikátorok számítására javasolták (Atkinson *et al.* 2002).

Ha például a KSH által közölt adatokat vesszük, Magyarország a viszonylag egyenlő országok kategóriájába fog tartozni, közvetlenül a hagyományosan egalitárius Dánia és Svédország, valamint két leginkább egyenlőnek tekintett csatlakozó ország, Szlovénia és Csehország után. Ha azonban a TÁRKI által végzett vizsgálat eredményeit tekintjük, akkor Magyarország adatai a kontinentális Európa megfelelő jellemzőihez sorolhatók be, nagyjából arra a szintre, ahol a francia jövedelem egyenlőtlenségi szintet találhatjuk. Mindenesetre tágabb kitekintésben azt látjuk, hogy a magyar jövedelemeloszlás nem tekinthető extrémnek. Számos jelenlegi tagországban (elsősorban a mediterrán országokban és a két angol-szász tagországban) lényegesen nagyobb az egyenlőtlenségek mértéke, míg elsősorban a skandináv országokban lényegesen alacsonyabbak a jövedelmi egyenlőtlenségeket jelző mutatók.

## *7. Összefoglalás*

Tanulmányunkban a jövedelemeloszlás alakulásával kapcsolatos eredményeket ismertettük 2000 és 2003 között Magyarországra vonatkozóan. Összefoglalva a legfontosabb megállapításokat, adataink alapján a következő történet rajzolódik ki:

2000 és 2003 között a mért egyenlőtlenségek nagysága úgy tűnik, viszonylag jelentős mértékben növekedett. Az egy főre jutó jövedelmek háztartások közötti egyenlőtlensége, ha azt a legfelső és legalsó decilis átlagjövedelmének hányadosával mérjük, 7,5-ről 8,4-re emelkedett. A növekedés interpretálását tekintve, és arra vonatkozóan, hogy mindezt tartós trendnek vagy egy eseti ugrásnak kell-e tekinteni, óvatosaknak kell lennünk.

A legutóbbi hullám előkészítése során különös gondot fordítottunk arra, hogy javítsuk az adatfelvétel minőségét és igyekeztünk a lehető legjobb jövedelmi adatokat előállítani. Ez a kérdőív megváltoztatásával és a kérdés-technikai elemek átalakításával járt együtt. Úgy véljük, hogy a megnövekedett jövedelemegyenlőtlenségre vonatkozó adat részben ennek a következménye is lehet, ugyanis a „befogott” jövedelmek, hipotézisünk szerint, a korábbiakhoz képest nagyobb mértékben tartalmazták mind a magasabb jövedelmű rétegeket, mind a vállalkozói jövedelmeket.

Részletesebb elemzéseink szerint egyenlőtlenség-növekedés elsősorban a legfelső jövedelmi decilisben, azon belül is valószínűleg a legfelső 5%-ban következhetett be. Erre elméletileg két magyarázatot látunk plauzibilisnek. Egyfelől az immár hat-hét éve tartó folyamatos gazdasági növekedés (még akkor is, ha ennek üteme az utóbbi években alacsonyabb volt) járhatott olyan hatással, hogy a növekményből továbbra is a legfelső jövedelmi csoportok

részesedtek elsősorban. Másfelől az adatfelvételi periódusban már jelentkezhettek az utóbbi évek drasztikus jövedelempolitikai intézkedéseinek hatásai, például a nagymértékű közalkalmazotti béremelés átgyűrűzhetett ily módon a jövedelemeloszlásba.

Az egyenlőtlenségek belső szerkezetének meghatározásában továbbra is alapvető szerepe van a foglalkoztatottsági különbségeknek és az iskolázottságnak. Miközben azonban az 1990-es évek során végig a háztartásfő iskolázottsága, ezen belül az oktatásba történő korábbi beruházások differenciális megtérülése játszott egyre növekvő szerepet, foglalkoztatottsági polarizáció úgy tért vissza az egyenlőtlenséget meghatározó faktorok közé, hogy közben az időszak végén már látszólag csökkent a hatása.

A témában készült más nemzetközi összehasonlítások is felhívják a figyelmet arra, hogy nagyon fontos az adatok többszörös ellenőrzése és az adatfelvételek nagyon gondos kivitelezése. Azt mindegyik rendelkezésre álló forrás alátámasztja, hogy számos uniós és újonnan csatlakozó országban lényegesen nagyobbak az egyenlőtlenségek, mint Magyarországon, azonban az alternatív adatforrások (mint azt az elemzésben láttuk) különböző jövedelemegyenlőtlenségi rezsimekbe helyezik be hazánkat. Nemzetközi összehasonlításban Magyarország sem az Unió korábbi tagországai között, sem pedig az újonnan csatlakozó országok között nem számít extrém esetnek. A hazai jövedelemeloszlási mutatók a csatlakozó országok egyenlőtlenségeihez viszonyítva magasabbak, mint Csehországban és Szlovéniában, de alacsonyabbak, mint Lengyelországban vagy a balti köztársaságokban.

Összefoglalva tehát nem zárhatjuk ki azt, hogy az általunk vizsgált periódusban ténylegesen is nőttek a jövedelmi egyenlőtlenségek, azt azonban, hogy itt a rendszerváltás egy újabb szakaszáról beszélhetünk-e, most még nem tudjuk megmondani. Ennek igazolását vagy cáfolatát a következő Ház-tartás Monitor vizsgálat eredményei alapján tudnánk megadni. Mindenesetre, ha beszélhetünk egy negyedik szakaszról, akkor annak biztosan más lesz a karaktere, mint a korábbi epizódoké volt. Az 1980–90-es évek fordulóján a gazdasági intézményi átrendeződés és a transzformációs visszaesés volt az egyenlőtlenség-növekedés háttérében, az 1990-es évek közepén pedig egy egyszeri drasztikus társadalmpolitikai beavatkozás (az 1995-ös stabilizációs csomag). Most nem erről van szó, hanem az egyenlőtlenségeket a növekedés, a gazdaságszerkezeti átrendeződés és általában a gazdasági üzleti ciklus, valamint a demográfiai folyamatok sajátos együttmozgása határozza meg.

## IRODALOM

- Atkinson, T. – B. Cantillon – E. Marlier – B. Nolan 2002: Social indicators. The EU and social inclusion. Oxford: University Press.
- Dennis, I. – A-C. Guio 2003a: Monetary poverty in EU accession and candidate countries. In: *Statistic in focus*. Theme 3 – 03/2003. Luxembourg: EUROSTAT. 7. p.
- Dennis, I. – A-C. Guio 2003b: Poverty and social exclusion in the EU after Laeken-part 1–2. In: *Statistics in focus*. Theme 3. 8–9/2003. Luxembourg: EUROSTAT. 14. p.
- EC 2001: Report on indicators in the field of poverty and social exclusion. Luxembourg: European Commission (Social Protection Committee).
- EC 2002: Joint report on social inclusion. Luxembourg: European Commission.
- EUROSTAT 2002a: EU enlargement. Key structural data for the 10 acceding countries. In: *EUROSTAT News Release*, 143/2002. 5. December, 2002.
- EUROSTAT 2002b: European social statistics. Income, poverty and social exclusion: 2<sup>nd</sup> Report. Luxembourg: European Commission.
- Förster, M. F. – I. Gy. Tóth 1998: The effects of changing labour markets and social policies on income inequality and poverty: Hungary and the other Visegrad countries compared. LIS Working Paper No. 177., Luxembourg: LIS. March, 1998.
- Jenkins, S. P. 1995: Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971–86. *Economica*, Vol. 62. 29–63. p.
- Kertesi G. – Köllő J. 2004: A 2001. évi minimálbér-emelési foglalkoztatási következményei *Közgazdasági Szemle*, LI. évf. 2004. április, 293–324. p.
- Kézdi G. – Horváth H. – Hudomiet P. 2004: Munkaerő-piaci folyamatok 2000–2003. In: Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich Gy. szerk.: *Társadalmi Riport 2004*. Budapest: TÁRKI, 211–226. p.
- KSH 2002: *Kereseti arányok a nemzetgazdaságban*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal, 106 p.
- Lelkes O. 2003: „Kinn is vagyok, benn is vagyok...” A társadalmi kirekesztés mérése az Európai Unióban és Magyarországon. *Szociológiai Szemle*, 2003. 4. sz. 88–106. p.
- Mookherjee, D. – A. F. Shorrocks 1982: A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *Economic Journal*, Vol. 92. 886–992. p.
- Szívós P.–Tóth I. Gy. szerk., 2004: Stabilizálódó társadalomszerkezet. *TÁRKI Monitor Jelentések 2003*. Budapest: TÁRKI, 167 p.
- Tóth I. Gy. 2003: Jövedelemegyenlőtlenségek: tényleg növekszenek vagy csak úgy látjuk. *Közgazdasági Szemle*, L. évf. 2003. március, 209–234. p.
- Tóth I. Gy. 2004: Jövedelemeloszlás. In: Szívós P. – Tóth I. Gy. szerk.: *Stabilizálódó társadalomszerkezet. TÁRKI Monitor Jelentések 2003*. Budapest: TÁRKI, 33–54. p.

## Melléklet

A tanulmányban használt egyenlőtlenségi mérőszámok definíciói

### I. Szóródási típusú mérőszámok

Gini-együttható:  $G = (1/2n(n-1))\sum_{i=1, \dots, n} \sum_{j=1, \dots, n} |y_i - y_j|$ .

Általánosított Entrópia Mérőszám:  $GE(\alpha) = (1/(\alpha^2 - \alpha))[(1/n)\sum_{i=1, \dots, n} (y_i/\mu)^\alpha - 1]$ ,  
ha  $\alpha \neq 0, 1$

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

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

$GE(2) = 1/\mu [1/n (\sum_{i=1, \dots, n} (y_i - \mu)^2)]^{1/2}$

Atkinson-index:  $A_\varepsilon = 1 - [(1/n)\sum_{i=1, \dots, n} (y_i/\mu)^{1-\varepsilon}]^{1/(1-\varepsilon)}$ , ha  $\varepsilon \geq 0$ , de  $\varepsilon \neq 1$  míg  
 $A_\varepsilon = 1 - \exp[(1/n) \sum_{i=1, \dots, n} \ln(y_i/\mu)]$ , ha  $\varepsilon = 1$  és  $\exp(\cdot) = e^{(\cdot)}$ ,

ahol  $n$  a mintában szereplő megfigyelések száma,  $y_i$  az  $i$ -edik egység jövedelme,  $\mu$  az összes  $y_i$  számtani átlaga, míg  $\alpha$  és  $\varepsilon$  olyan paraméterek, amelyeket attól függően adunk, hogy milyen súlyt szánunk a jövedelemeloszlás különböző szintjein elhelyezkedő megfigyelési egységek jóléti szintjének. Az  $\alpha$  alacsonyabb értékei mellett a parametrizált mérőszámok a jövedelemeloszlás alsó szélére lesznek érzékenyek, míg  $\alpha$  magasabb értékei esetén a mérőszámok a jövedelemeloszlás felső részére lesznek inkább érzékenyek.

### II. Eloszlási típusú mérőszámok

P10: a legalsó jövedelmi decilis felső töréspontjának aránya a medián (P50) jövedelemhez viszonyítva, %.

P90: a legfelső decilis alsó töréspontjának aránya a medián (P50) jövedelemhez viszonyítva, %.

S1, S5, S6 és S10: a legalsó, az ötödik, a hatodik és a legfelső jövedelmi decilis részesedése az összes jövedelemből.

Robin Hood index: az egyenlő eloszlás esetén várható decilis arányoktól való eltérések összege.