

## **Tóth István György: Jövedelemeloszlás az 1990-es években**

(elektronikus verzió, készült 2006-ban)

A tanulmány eredetileg nyomtatásban megjelent:

Tóth István György (2002) „Jövedelemeloszlás az 1990-es években”: in: *Társadalmi riport 2002*, Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György (szerk.). Budapest: TÁRKI, Pp. 20–41.



## Jövedelemeloszlás az 1990-es években

*Tóth István György*

### *1. Bevezetés*

Ez a fejezet az utóbbi tíz évben végzett jövedelmi vizsgálatok felhasználásával készített jövedelemegyenlőtlenségi mutatók idősorát mutatja be. Az idősorok egy része az 1990-es évek egyedülálló társadalomtudományi adatfelvételének, a Magyar Háztartás Panelnek (MHP) az eredményeire épül. Bár az MHP-vizsgálat adatfelvételei 1997-ben befejeződtek (ezt követte a TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálat 1998 és 2001 között), a Panel adatállományán a vizsgálat befejezése után is folyamatos munka folyt. E munkálat keretében fejeződött be 2000-ben a Panel adatbázisának tisztítása, a korábban két elkülönült (országos és budapesti) mintán folytatott vizsgálat visszamenőleges összevonása, és egységes súlyrendszerrel való ellátása. Az alábbiakban mind az összevonás előtti (A), mind pedig az összevonás utáni (B) adatállományból mutatok be az elmúlt tíz évre vonatkozó idősorokat. Előbb a jövedelemeloszlás hosszabb távú idősorairól lesz szó, majd ezt követi a tízéves időszak fejleményeinek áttekintése. A következő elemző fejezetek a gazdasági növekedés, a munkaerő-piaci folyamatok és az állami újraelosztás jövedelemeloszlást befolyásoló szerepét vizsgálom. A fejezet végén – regressziós elemzések segítségével – arra a kérdésre válaszolok, hogy változott-e a vizsgált időszakban a különböző társadalmi-gazdasági tényezők relatív szerepe a jövedelemeloszlás formálódásában.

### *2. Jövedelmi egyenlőtlenségek történeti alakulása Magyarországon*

A jövedelemegyenlőtlenségre vonatkozó hosszú távú idősorok arra hívják fel a figyelmet, hogy Magyarországon az egyenlőtlenségek a rendszerváltás általánosan elfogadott időpontjánál sokkal hamarabb növekedésnek indultak (1. táblázat). Valamennyi itt vizsgált jövedelemegyenlőtlenségi mutató 1982-ben érte el a legalacsonyabb értéket. Az egyenlőtlenségek az 1980-as évek elején kezdtek el nőni, amikor a gazdasági tevékenységek liberalizációja jellemezte a gazdaságpolitikát. Nyilvánvaló ugyanakkor az is, hogy az egyenlőtlenségek növekedése felgyorsult az 1990-es évtized legelején. Ezt

lőtlenségek növekedése felgyorsult az 1990-es évtized legelején. Ezt követően az egyenlőtlenségek – legalábbis a vizsgált, alapvetően az egy főre jutó jövedelmek alapján számított mutatók – nem nőttek vagy enyhén csökkentek a vizsgált években.<sup>1</sup>

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

	1962	1967	1972	1977	1982	1987	1992	1995	1996	1999	2000	2001
P10	–	57	56	61	62	61	60	53	48	49	51	50
P90	175	165	165	161	162	173	183	203	191	191	193	184
P90/P10	–	2,89	2,94	2,65	2,61	2,81	3,07	3,83	3,95	3,86	3,78	4,00
S1	3,6	4,1	4,0	4,5	4,9	4,5	3,8	3,3	3,2	3,4	3,3	3,2
S5+S6	18,0	18,7	18,6	18,7	18,6	17,9	17,4	17,0	17,5	17,3	17,3	0,0
S10	20,8	19,1	19,7	18,6	18,6	20,9	22,7	24,7	24,3	24,9	24,8	24,3
S10/S1	5,8	4,7	4,9	4,1	3,8	4,6	6,0	7,4	7,5	7,2	7,6	7,7
Robin Hood index	18,5	16,0	17,6	15,0	14,9	17,0	18,5	21,3	20,7	20,3	21,2	20,9
Éltető–Frigyes index	2,09	1,92	1,96	1,84	1,82	2,00	2,13	2,39	2,32	2,33	2,37	2,34
Gini-együttható	0,257	0,227	0,236	0,214	0,209	0,244	0,266	0,304	0,300	0,302	0,306	0,304

*Forrás:* KSH jövedelem-felvételek alapján Atkinson és Micklewright (1992), H11 táblázat, valamint MHP (B) I–VI. hullámok és TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2000 alapján Tóth (2001). Az 1992 és 2000 közötti években a feltüntetett év az adatfelvétel éve. A referencia időszak az előző év áprilisától az adott év márciusáig tart.

*Megjegyzés:* A mutatók az egy főre jutó jövedelmek személyi eloszlása alapján kerültek kiszámításra.

p10: a legelső decilis felső töréspontja a mediánhoz tartozó jövedelemérték százalékában;

p90: a legfelső decilis alsó töréspontja a mediánhoz tartozó jövedelemérték százalékában;

S1 és S10: a legelső, illetve 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;

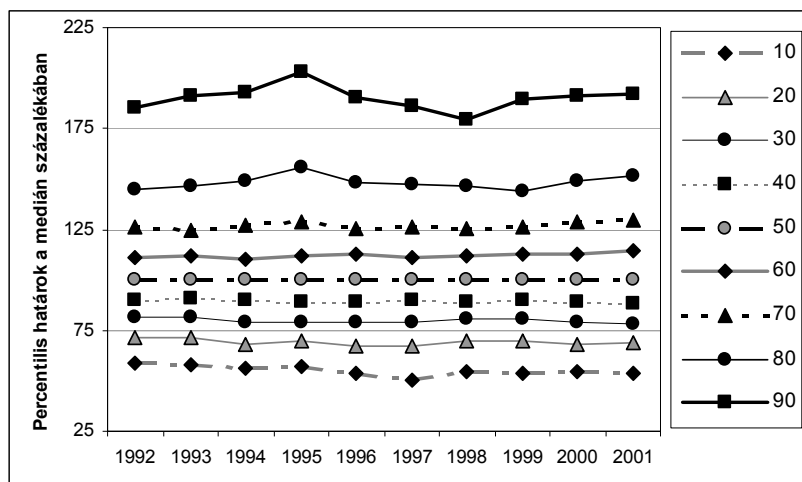
Éltető–Frigyes index: az átlag feletti jövedelmek és az átlag alatti jövedelmek hányadosa;

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

<sup>1</sup> A KSH által 1996-ban végzett jövedelemeloszlási vizsgálat adatai (KSH 1998; Havasi *et al.* 1998; UNDP–MTA VK (é.n.)) az itt közölt 1995-ös értékekhez nagyon közeliek. Havasi *et al.* 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.

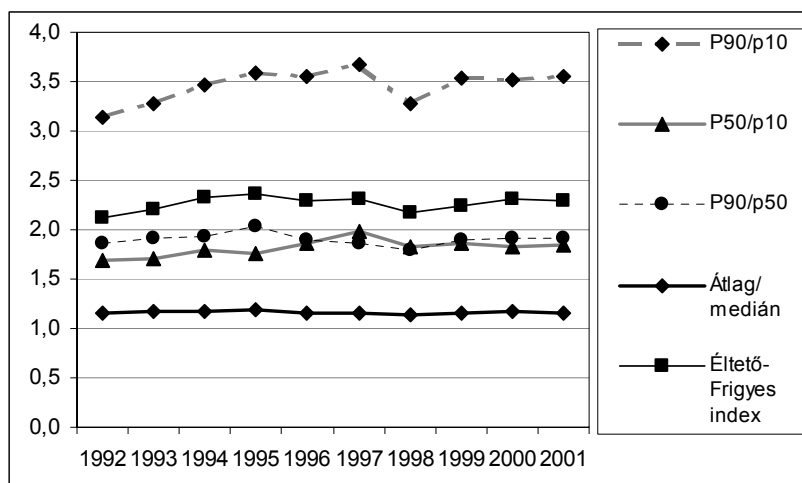
Ha megvizsgáljuk az ekvivalens jövedelmek alapján képzett személyi decilisek részesedését az összes jövedelemből 1992 és 2001 között, azt látjuk, hogy összességében az egyes decilisek részesedése nem változott jelentős mértékben: a legfelső decilis részesedése nőtt, a legalsóé pedig enyhén csökkent. Lényegében nagyon hasonló történet rajzolódik ki az egyes percentilis határokat a medián százalékában mutató idősből is (1. ábra). Két év adatai azonban külön magyarázatot igényelnek. 1994–1995-ben a tizedik decilis részaránya lényegében stagnált, a tizedik decilis alsó határpontja azonban viszonylag jelentősebben nőtt. Ugyanakkor egy részletesebb vizsgálat sem mutatja ki, hogy ebben az évben a tizedik decilisen belüli jövedelmek relatív szórása csökkent volna. 1997-ben viszont a felső decilis relatív átlagjövedelmének kis mértékű emelkedése azért következhetett be a relatív percentilis határok erőteljesebb csökkenése ellenére, mert jelentősen megnőtt a decilis belső szórása.

1. ábra. A háztartások ekvivalens jövedelmei alapján kapott személyi decilisek határai a medián százalékában, 1992–2001



Forrás: 1992–1997 között MHP (B) I–VI. hullámok, 1998–2001 között: TÁRKI Háztartás Monitor.

2. ábra. Egyes eloszlási típusú jövedelemegyenlőtlenségi mutatók alakulása Magyarországon, 1992–2001



Forrás: 1992–1997 között MHP (B) I–VI. hullámok, 1998–2001 között: TÁRKI Háztartás Monitor.

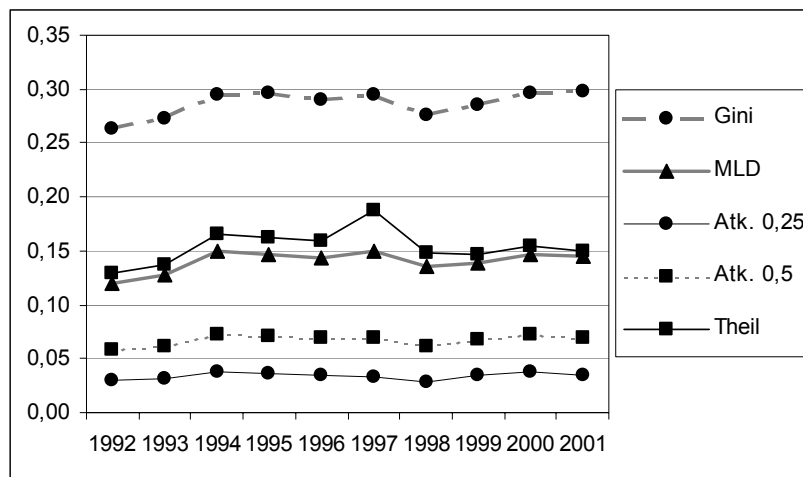
Összességében azonban mind a  $p90/p10$ , mind pedig az Éltető–Frigyes index azt mutatják, hogy az egyenlőtlenségeknek volt egy enyhe emelkedő trendje az évtized során, ami valószínűleg az adatállomány-váltással összefüggésben törik meg 1998-ban (2. ábra). Érdekes még megfigyelni, hogy az évtized során némileg eltérő ütemben mozgott a legfelső és a legalsó tizedik percentilis határa a mediánhoz képest. Miközben úgy tűnik, hogy a medián valamelyest közelebb került a felső decilis alsó határához, addig a legalsó decilishatár inkább leszakadt a mediántól.<sup>2</sup>

Végezetül a szóródási típusú mérőszámok az egyenlőtlenségek egy enyhén emelkedő trendjét mutatják (különösen a Gini és az MLD). Az eloszlás felsőbb régióira érzékenyebb Theil-mutató kiugró értéke visszaigazolja mindazt, amit a tizedik decilis relatív szórás értékei alapján találtunk<sup>3</sup> (3. ábra).

<sup>2</sup> Ezek az eredmények nagy vonalakban, a trendeket tekintve konzisztensek Galasi (1995, 1998) eredményeivel, de az egyes mutatók közvetlen összehasonlítása nehézkes, hiszen Galasi egy főre jutó jövedelmeket használ és háztartások közötti egyenlőtlenségeket vizsgál.

<sup>3</sup> Redmond és Kattuman (1997) az 1987–1993 közötti időszakban a jövedelemeloszlás alsó és felső széleire érzékeny egyenlőtlenségi mutatók (a Theil és a relatív szórás) egyaránt erőteljesen emelkedtek, miközben a közép-re érzékeny Gini-együttható sokkal kevésbé emelkedett. Szerintük

3. ábra. Egyes szóródási típusú jövedelemegyenlőtlenségi mutatók alakulása Magyarországon, 1992–2001



Forrás: 1992–1997 között MHP (B) I–VI. hullámok, 1998–2001 között: TÁRKI Háztartás Monitor.

Magyarázatok: Az MLD és a Theil-mutató az Általánosított Entrópia (Generalized Entropy, GE) mérőszámok osztályába tartozik. Ezek a mérőszámok a  $GE(\alpha) = (1/\alpha^2 - \alpha) [(1/n) \sum_{i=1}^n (y_i/\mu)^\alpha - 1]$ , alakba írhatók, ahol  $n$  a mintában szereplő megfigyelési egységek száma,  $y_i$  az  $i$ -edik megfigyelési egység jövedelme,  $\mu$  az összes  $y_i$  számtani átlaga,  $\alpha$  pedig egy paraméter.  $\alpha$  alacsonyabb értékeivel a jövedelemeloszlás alsó régióira érzékenyebb mérőszámot,  $\alpha$  magasabb értékei pedig az eloszlás magasabb tartományaira érzékenyebb mutatót hozunk létre. Az MLD esetében  $\alpha=0$ , a Theil-mutató esetében pedig  $\alpha=1$ .

Az Atkinson egyenlőtlenségi mérőszámok családja a következő formulával adható meg:

$I_A = 1 - (y_\epsilon/\mu)$ ,  $y_\epsilon$  behelyettesítésével pedig

$A_\epsilon = 1 - [(1/n) \sum_{i=1}^n (y_i/\mu)^{1-\epsilon}]^{1/(1-\epsilon)}$ ,  $\epsilon >= 0$ , de  $\epsilon \neq 1$  esetén,

$= 1 - \exp[(1/n) \sum_{i=1}^n \ln(y_i/\mu)]$ ,  $\epsilon=1$  esetén,

ha  $\exp(\cdot) = e^{\cdot}$ .

Az  $\epsilon >= 0$  paraméter az egyenlőtlenség-averzió mértékét méri. Minél nagyobb értéket vesz fel ez a paraméter, annál nagyobb az egyenlőtlenséggel kapcsolatos averzió.

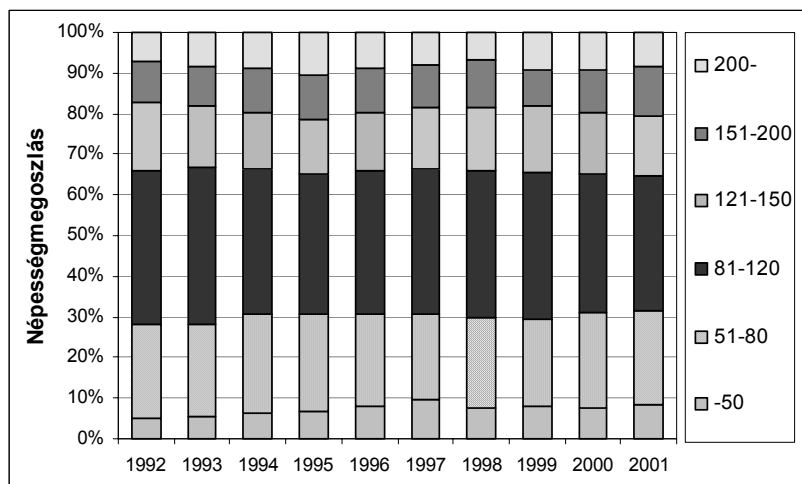
A medián százalékában meghatározott jövedelmi csoportok létszámárnyai egyfajta képet adnak a társadalom jövedelmi szerkezetéről (4. táblázat). Ennek segítségével nyomon követhető, hogy az egymást követő években

tehát ebben az időszakban a jövedelemeloszlás alapvetően a széleken változott, ez eredményezte az időszak egészét jellemző növekedést. Magyarázatra szorul azonban, hogy az ő elemzésükben miért csökkent szignifikánsan az egyenlőtlenség mértéke az 1989–1991 közötti időszakban.

hogyan változott például a mediánjövedelem fele alatti csoportba tartozók (szegények) aránya, vagy azoké, akik a mediánjövedelem kétszeresénél többel rendelkeznek („gazdagok”). Ebből jól látható, hogy az 1990-es években a szegénységi ráta előbb folyamatosan növekedett, és miután 1997-ben elérte csúcspontját, csökkent az 1990-es évtized végéig. A legfelső jövedelmi csoportba tartozók részaránya ezzel szemben 1995-ben volt a legnagyobb, utána valamelyest csökkent.

A középső jövedelmi csoportba tartozók részaránya (a medián 80%-ától a medián 120%-áig tartozókat soroltuk ide) lényegében semmit nem változott az 1990-es években.

4. ábra. A népesség megoszlása az ekvivalens mediánjövedelem százalékában meghatározott jövedelmi csoportokban, 1992–2001



Forrás: 1992–1997 között MHP (B) I–VI. hullámok, 1998–2001 között: TÁRKI Háztartás Monitor

A fentiekhez hasonló megoszlásokat kapunk, ha a decilis arányokat, illetve a jövedelmi tizedek dinamikai mozgását tekintjük (2. táblázat). Az egyenlőtlenséget mutató decilis arány 2001-ben 7,9, ami valamelyest magasabb, mint a 2000. évi, de az 1999-es értéknél alacsonyabb: összességében stabilnak tekinthető. A jövedelememelkedés dinamikája a középső 4–7. decilisekben volt az átlagosnál magasabb.

2. táblázat. Az egy főre jutó jövedelmek alapján képzett háztartási decilisek havi átlagjövedelmei 1992 és 2001 között (Ft)

	1992	1993	1994	1995	1996
Alsó decilis	4200	4721	5200	5994	6566
2.	6015	7007	7855	8932	10047
3.	6847	8134	9311	10591	12292
4.	7534	9020	10445	12021	14075
5.	8189	9867	11525	13356	15752
6.	8934	10852	12708	14720	17143
7.	10010	12153	14284	16498	19070
8.	11525	13949	16638	19116	21606
9.	14166	17173	20577	23984	26793
Felső decilis	31274	29081	36631	42087	46251
Átlag	10858	12190	14511	16722	18940
Felső/alsó	7,44	6,16	7,04	7,02	7,04
N	2050	1992	1952	1898	1844

	1997	1998	1999	2000	2001
Alsó decilis	7309	8637	10463	12206	13706
2.	11385	13428	16259	18266	22018
3.	14103	16202	19757	22294	26641
4.	16111	18507	22891	25693	30998
5.	18046	21016	25523	28782	34634
6.	19770	23328	27976	31629	38436
7.	21812	25817	30827	35321	43020
8.	24771	29391	35272	40819	48455
9.	30283	35146	44036	50222	58494
Felső decilis	57257	62475	84515	91730	108347
Átlag	22091	25384	31729	35675	41368
Felső/alsó	7,83	7,23	8,08	7,52	7,91
N	1815	1879	2020	2013	1940

Forrás: 1992–1997 között MHP (B) I–VI. hullámok, 1998–2001 között: TÁRKI Háztartás Monitor.



### *3. Gazdasági növekedés, munkaerő-piaci átmenet és jövedelemeloszlás*

A gazdasági növekedés ciklusának hatásai nyilvánvalóan érintik a jövedelemeloszlás alakulását. A kérdés inkább csak az, hogy miképpen, milyen mértékben és milyen áttételeken keresztül érvényesülhet ez a hatás. A GDP alakulását az egyes decilisek relatív jövedelmi pozíciójával összevetve azt tapasztalhattuk (Tóth 2001), hogy a jövedelmek átlagának a növekedése csaknem minden évben (1996-ot és 1998-at kivéve) egy-két százalékponttal meghaladta a medián növekedését. Ha figyelmünket a két szélső tized percentilis értékére összpontosítjuk, akkor azt látjuk, hogy a legalsó percentilis az évek többségében a mediánértéknél lényegesen kisebb mértékben emelkedett (kivéve a 1995-ös, 1998-as és 2000-es évet). A legalsó percentilis növekedése egyedül 1998-ban haladta meg jelentősebb mértékben a mediánhoz tartozó érték növekedését. A legfelső percentilis határ növekedése ezzel szemben csaknem minden évben (kivéve: 1995, 1996 és 1997) növekedett és egyedül 1995 volt az az év, amikor ennek a percentilisnek viszonylag jelentősebb veszteségeket kellett elszenvednie a mediánhoz képest.

Az egyes percentilis határoknak az átlagérték növekedési üteméhez képest vett relatív alakulását a GDP egy évvel korábbi értékeivel összevetve azt tapasztalhattuk, hogy a GDP legnagyobb, 1991-ben bekövetkezett esését (-12,1%) követő évben (1992-ben) a nyolcadik decilisig minden jövedelmi csoport relatív pozíciója romlott. Ebben a nagy visszaesési periódusban egyedül a legfelső jövedelmi decilisbe tartozók voltak képesek olyan jövedelemnövekményt elérni, ami az átlagjövedelmek növekedését meghaladta. A következő két évben a GDP csökkenő mértékű esése a relatíve vesztes jövedelmi csoportok számának csökkenésével is járt. Az ezután következő, szerény mértékű GDP-növekedés haszonélvezői elsősorban a középső jövedelmi decilisbe tartozó népesség volt. A harmadik növekedési évnek (1997–1998) csaknem minden jövedelmi csoport a haszonélvezője volt, a legalacsonyabb jövedelműek a leginkább. Az ezt követő három évben a korábbiakhoz képest lényegesen dinamikusabb GDP-növekedés következett be. Ebben a periódusban először a legfelső decilisek profitáltak a növekedésből (Tóth 2001).

Összefoglalva tehát óvatosan azt mondhatjuk, hogy a GDP-növekedés és a jövedelemeloszlás adatait egymás mellé illesztve összerakható egy olyan történet, ami szerint a növekedés viszonylag közvetlen hatást gyakorol a jövedelemegyenlőtlenségekre. E hatások konkrét mechanizmusai azonban különféle lehetnek. Szerepet játszhat egyszerűen a munkaerőpiac alakulása, a választási ciklus, a jóléti rendszerek önmozgása vagy éppen reformja stb.

Óvatosan az is megfogalmazható, hogy a visszaesés elsősorban az egyébként is alacsonyabb jövedelmű csoportokból termel veszteseket, a növekedési periódus pedig először a jómódúbbakat éri el, és az alacsonyabb jövedelműeket csak később juttatja relatíve kedvezőbb pozícióba.

A növekedés és a jövedelemegyenlőtlenségek között azonban számos intézményi áttétel teremthet kapcsolatot. Egy nemrégiben publikált tanulmány például azt találta, hogy nemzetközi összehasonlításban az egyenlőtlenség kisebb, ha: 1. nagyobb a GDP, 2. magasabb a jövedelmekben a bér aránya, 3. előrehaladottabb a privatizáció, 4. előrehaladottabbak a piaci reformok és kisebb a korrupció (World Bank 2000). Ennek részletesebb elemzése azonban túlmutatna a jelenlegi tanulmány keretein.

A háztartások munkaerő-piaci összetételében jelentős változás történt a megfigyelt időszakban. A változás természete elsősorban egyfajta foglalkozási polarizációként határozható meg. Határozottan csökkent azoknak az aránya, akik aktív foglalkoztatott által vezetett háztartásban élnek. 1992-ben még az összes személy (felnőttek és gyermekek) 64%-a élt ilyen háztartásokban, 2000-ben azonban csak 56%. A munkanélküli vagy inaktív (ezt a két kategóriát egy önbevallásos vizsgálatban elég nehéz megbízhatóan szétválasztani) háztartásfők háztartásaiban élők száma emelkedett egy keveset az időszak során, és a nyugdíjas háztartásokban élők aránya is magasabb volt 2000-ben, mint 1992-ben.

Növekedett azon háztartásokban élők aránya, amelyekben egyáltalán nincs foglalkoztatott tag, elsősorban azoknak a rovására, ahol a háztartásban legalább két kereső van. Az időszak elején és végén gyakorlatilag megegyezik egymással a személyek megoszlása aszerint, hogy a háztartásban hány munkanélküli van. Külön magyarázatot igényel majd egy további vizsgálatban az, hogy miért kezdett el növekedni az új adatállományban (1997 után a Háztartás Monitor adataiban) a munkanélkülieket tartalmazó háztartásokban élők aránya. Az időszak folyamán nőtt azoknak a háztartásoknak az aránya is, ahol legalább két nyugdíjas él, elsősorban azoknak a rovására, ahol nem élnek nyugdíjasok.

Általában elmondhatjuk, hogy a keresetek szórása szignifikánsan nőtt, már az átmenet első időszakában (Pudney 1994). A foglalkozási státus a bérkülönbségek nagyon fontos meghatározó tényezőjének tekinthető: 1994-ben a nem-fizikai dolgozók bére átlagosan 70%-kal volt magasabb, mint a fizikai dolgozóké. A vizsgált időszakban a kereseti mobilitás Magyarországon magasabb volt, mint amit az OECD-országokban tapasztaltak (Rutkowski 1999, 2001). Az egyenlőtlenségek nagyságára a kereseti mobilitás mind összességében, mind az egyéni jövedelempályák tekintetében egyenlősítő hatással volt, még akkor is, ha az alacsonyan fizetett dolgozókat a mobilitás

kevésbé érintette. Az évtized közepén azonban a kereseti mobilitás (Rutkowski 2001) és az általában vett jövedelmi mobilitás (Sik–Tóth szerk. 1999) egyaránt csökkent.

A nemek szerinti bérkülönbségek szintén számottevőek voltak: a férfiak bére átlagosan 23%-kal alakult magasabb szinten, mint a nőké. Más források és részletesebb elemzés szerint ugyanakkor a nemek közötti kereseti különbségek az 1986–1996 időszakban csökkenő trendet mutattak (Galasi 2000). A férfiak és a nők közötti bérhányadok kedvező alakulása részben a nők relatív életkori bérhozamainak fennmaradásával volt magyarázható. Bár a nők iskolai végzettségi bérelőnye csökkent, a beosztás tekintetében vett relatív bérpozíciójuk még romlott is. Ezek mellett még kedvezően alakult a nők beosztás és iskolázottság szerinti összetétele is.

Összességében a keresetek egyenlőtlenségei a különböző adatforrások egybehangzó adatai szerint elég nagy tempóban nőttek az átmenet éveiben. A bruttó havi keresetek Gini-együtthatója 0,27-ről 0,37-re, a nettó kereseteké pedig 0,21-ről 0,33-ra növekedett 1989 és 1998 között (Köllő 2000).

A nettó keresetek egyenlőtlensége kisebb, mint a bruttó kereseteké, ami- ben az adórendszer újraelosztási hatásai játszhatnak szerepet.

Az egyes gazdasági ágazatok között alapvető átrendeződések zajlottak le a bérek tekintetében is. Elsősorban azok az ágazatok tettek szert tetemes bérelőnyre, amelyek tőkeigényesek, erősen monopolizált piacokkal és általában erősen szervezett munkaerővel jellemeztek. Nemzetközi összehasonlításban vizsgálva Magyarországon relatíve jobb az energiaszektor, a szállítás, hírközlés és a bányászat jövedelmi pozíciója, rosszabb viszont az oktatásé, az egészségügyé és az építőiparé. Magyarországon nemzetközi összehasonlításban is kiugróan jó jövedelmi pozícióra tett szert a pénzügyi szektor a feldolgozóiparral szemben (Kertesi–Köllő 2001). A kormányzati szektor viszonylag jelentős bérelőnye az 1990–1998 közötti időszakban lényegesen csökkent, a magánszférához képest vett 30%-ról 7%-ra (ECOSTAT 2000).

Az itt vizsgált adatállományok alapján végzett részletesebb elemzések azt mutatják, hogy az évek során különböző mértékben ugyan, de minden iskolai végzettségi szinten a kor–kereseti profilok konkáv karaktere erőteljesebb lett. A közepes hosszúságú munkaerő-piaci tapasztalattal rendelkezők bérelőnye általában nőtt a rövid és a hosszú munkatapasztalatokkal rendelkezőkhöz képest. Az 1990-es 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 az 1990-es évek első felében nőtt, utána nem változott vagy csökkent az egymást követő években.

#### *4. Az állami pénzbeli újraelosztás programjai és a jövedelemeloszlás*

A háztartások jövedelmi szerkezete szempontjából már a Magyar Háztartás Panel elemzése során piaci – munkából és tőkéből származó – jövedelmeket, állami újraelosztásból származó – társadalombiztosítási típusú, vagy más néven keresetpótló –, valamint szociális – tehát alapjövedelem típusú, vagy segély jellegű – jövedelmeket különítettünk el. Ezek mellett vannak még egyéb jövedelemtípusok is, mint például a háztartások közötti transferek. Az 1990-es évek első felének legjellemzőbb fejleménye – a piaci jövedelmek arányának csökkenése mellett – az állami újraelosztásból származó jövedelmek átlagos arányának növekedése volt.

Az adatok szerint a magyar háztartások többsége a szociális jövedelem ilyen vagy olyan formájában részesül. Világos, hogy az elsődleges jövedelmekből származó nagymértékű egyenlőtlenséget<sup>4</sup> jelentősen csökkentik a szociális jövedelmek. Ezt illusztrálja a különféle típusú jövedelmekre számolt Gini-együtthatók elemzése is (3. táblázat). A vizsgált időszakban folyamatosan emelkedett a piaci jövedelmek koncentráltága, ezen belül elsősorban a tőkejövedelmek egyenlőtlensége nőtt, de a keresetek eloszlása is egyre nagyobb egyenlőtlenséget mutat. Az előbbieket mellett a háztartások közötti transfereket is magában foglaló újraelosztás előtti jövedelmek Gini értéke valamivel több mint 47%-ról csaknem 55%-ra emelkedett. Mint látjuk, ennél az összes háztartási jövedelem egyenlőtlensége rendre kisebb mértékű. Ez elsősorban annak köszönhető, hogy a különböző társadalmi újraelosztó rendszereknek volt egyenlőtlenség csökkentő hatása. Ebben elsődlegesen az ún. szociális jövedelmeknek (nem keresetfüggő családi támogatásoknak és segélyeknek) kellett nagyobb szerepet játszaniuk, hiszen az alapvetően keresetfüggő társadalombiztosítási típusú ellátások (anyasági támogatások, munkanélküli segélyek és mindenekelőtt a nyugdíjak) feladata éppen a jövedelemkiesés korábbi keresetek arányában történő részleges pótlása. A jóléti rendszerek többé-kevésbé éppen ezeknek a kritériumoknak feleltek meg, összességében csökkentették az eredendő egyenlőtlenségeket.

---

<sup>4</sup> A legfelső decilisbe tartozók keresete hússzorosa a legalsó decilisbe tartozó egyének kereseteinek.

3. táblázat. A háztartási jövedelmek egyenlőtlenségei 1992–2001, Gini-együtthatók (%)

Jövedelemtípusok	1991 /92	1992 /93	1993 /94	1994 /95	1995 /96
Piaci jövedelmek	46,56	47,07	49,93	50,64	50,12
Egyéb nem állami	64,33	68,72	71,90	68,89	65,84
Újraelosztás előtti jövedelmek	47,17	47,96	50,45	51,01	50,41
Szociális jövedelmek	37,27	35,61	36,57	36,66	37,91
Társadalombiztosítási jövedelmek	31,79	35,23	35,39	36,11	37,89
Újraelosztás előtti+szociális jövedelmek	45,12	45,55	47,89	48,70	48,42
Összes háztartási jövedelmek	29,50	27,75	29,47	31,62	30,85

Jövedelemtípusok	1996 /97	1997 /98	1998 /99	1999 /00	2000/ 01
Piaci jövedelmek	51,64	52,64	53,73	54,76	52,40
Egyéb nem állami	67,82	70,81	75,81	70,13	73,93
Újraelosztás előtti jövedelmek	52,22	54,06	55,64	55,37	53,32
Szociális jövedelmek	40,1	40,76	45,11	40,63	43,55
Társadalombiztosítási jövedelmek	36,7	37,57	39,78	37,08	39,76
Újraelosztás előtti+szociális jövedelmek	50,0	51,21	53,72	53,29	51,63
Összes háztartási jövedelmek	30,85	32,00	34,32	33,01	33,12

*Forrás:* 1992–1997: Magyar Háztartás Panel (A), I–VI. hullám; 1998–2001: TÁRKI Háztartás Monitor.

*Megjegyzés:* A táblázatban a Gini értékek mindig a háztartások egy fogyasztási egységre jutó, nem nulla jövedelmeinek koncentrációját mutatják.

Transzferek előtti jövedelmek = piaci jövedelmek (munkából és vagyonból származó) + más nem állami juttatások.

Miként azt máshol (Tóth 1997) kimutattam, a piaci jövedelemmel rendelkező háztartások arányának csökkenése e háztartásokban a piaci jövedelmek szóródásának emelkedésével járt együtt. A transzfer előtti ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségét csak a vizsgált időszak első szakaszában sikerült a támogatásokkal kompenzálni. A társadalmi újraelosztás eredményeképpen az 1992 és 1993 közötti időszakban a háztartási összjövedelmek egyenlőtlensége csökkent, annak ellenére, hogy a transzfer előtti jövedelemegyenlőtlenségek emelkedtek. Az ezt követő két évben viszont a redistribúció a jövedelemegyenlőtlenség csökkentésében ellentmondásos szerepet játszott (Bede-kovics–Kolosí–Sík 1997).

Magyarországon az 1990-es évek során fontos változások játszódtak le a különböző szociális jövedelmek elosztási mintáit illetően (Tóth 2001). Az

alaposabb vizsgálat azt mutatja, hogy a különféle támogatások „célzottsága” sokat változott az évek alatt. Ha egy ellátásnak a célzottsága javult, akkor annak több oka is lehetett. Először is lehetséges, hogy az adott támogatásban részesülők lejjebb csúsztak a jövedelemlétrán. Hasonlóképpen, az adott támogatásban részesedő háztartások demográfiai összetételének a népesség többi részétől eltérő irányú változása is járhatott a célzottsági hatások megváltozásával. Végezetül egy másik lehetséges magyarázat lehet az, hogy az elosztási minták módosulása leginkább a különböző szociális programok néhány intézményi változásának volt tulajdonítható.

A nyugdíjak elosztási mintáit jellemezte a legkisebb változékonyság. Összességében a legalsó decilisek részesedése csökkent az évtized során, különösen az 1992 és 1997 közötti időszakban. A többi ellátás esetében – ha a célzottságot a legalsó jövedelmi ötöd összes támogatásból való részesedése alapján ítéljük meg – inkább nagyobb fokú célzottságról beszélhetünk az évtized vége felé. Ezek a változások részben a szociálpolitikai rezsimváltásoknak, részben pedig a jóléti ellátások értéktartásának/értékvesztésének következményei voltak.

Talán leglátványosabban az anyasági támogatások rétegeloszlása változott meg. A legalsó kvintilis részesedése az anyasági támogatásokból egészen 1997-ig meredeken emelkedett, aztán visszaesett. A legalsó ötöd részesedik legnagyobb mértékben a segélyekből. Ez azt jelenti, hogy az évtized végére megváltozott az a helyzet, ami miatt a nemzetközi szervezetek és a kutatók egyaránt a segélyek elégtelen célzottságáról beszéltek az 1990-es években.

### *5. Az egyes társadalmi csoportok elhelyezkedése a jövedelemeloszlásban: regressziós elemzések*

Az előző részek a jövedelemeloszlás számos olyan jellemzőjét felszínre hozták, amelyek révén közelebb juthatunk annak megértéséhez, miért nem emelkedett a tapasztaltnál nagyobb mértékben a jövedelemegyenlőtlenség aggregált mértéke. Egy alaposabb vizsgálatra van szükség ahhoz, hogy megtudjuk milyen dimenziók mentén és mekkora mértékben változott a jövedelem szóródása. Az előző részben lényegében azt vizsgáltuk, hogy az egyes dimenziók mentén mekkora volt a jövedelmi egyenlőtlenség változása. Most azonban arra kerül sor, hogy megnézzük: miképpen változott az egyes meghatározó tényezők súlya egymáshoz képest.

Regressziós modellünk felépítése a következő:

$$\begin{aligned} \text{LG10E73J} = & \alpha + \beta_1 \text{TELEP} + \beta_2 \text{HTFONEM} + \beta_3 \text{HTFOKOR} \\ & + \beta_4 \text{HTFOKOR}^2 + \beta_5 \text{CIGHAZ} + \beta_6 \text{GYERMEK} + \beta_6 \text{HACTIVE} \\ & + \beta_6 \text{HPENS1} + \beta_6 \text{HPENS2} + \beta_6 \text{HUNEMP} + \beta_6 \text{HTISKOSZ} + \varepsilon. \end{aligned}$$

Ahol

LG10E73J = a háztartások egy fogyasztási egységre jutó jövedelmének 10-es alapú logaritmus,

HTFONEM = a háztartásfő neme,

TELEP = az adott háztartás lakhelyének településtípusa,

HTFOKOR = a háztartásfő kora,

HTFOKOR<sup>2</sup> = a háztartásfő kora a második hatványon,

CIGHAZ = a háztartás etnikuma (a háztartásfő etnikuma),

GYERMEK = a 18 év alatti eltartott gyermekek száma a háztartásban,

HACTIVE = a foglalkoztatottak száma a háztartásban,

HPENS1 = a nyugdíjasok száma a háztartásban (1=1; 0,2=0),

HPENS2 = a nyugdíjasok száma a háztartásban (2=1; 0,1=0),

HUNEMP = a munkanélküliek száma a háztartásban,

HTISKOSZ = a háztartásfő által elvégzett iskolai osztályok száma,

$\varepsilon$  = hibatermék.

A regressziós egyenlet specifikációja az efféle vizsgálatokban széles körben alkalmazott konvenciókat követi. A jövedelem logaritmikus specifikálása mellett a jövedelemeloszlás lognormálishoz hasonlatos alakja, a háztartásfő életkorának négyzete mellett a kor–jövedelmi profilok korábban már ismertett nem lineáris mintája szól. Az életkor-változó az életkor és a jövedelem közötti összefüggésre világít rá, az életkornégyzet-változó együtthatója a kor–kereseti profil meredekségének változását fogja mutatni. A háztartásfő munkaerő-piaci státusát négy változó segítségével jellemezzük. Mind a háztartásban levő foglalkoztatottak, mind pedig a háztartásban levő munkanélküliek száma egy-egy felülről korlátozott értelmezési tartományú változó, amely 0 és a felső korlát között értelemeszerű diszkrét értékeket vehet fel. A nyugdíjasok számának hatását két darab kétértékű változó segítségével vesszük tekintetbe. Ezt azért tesszük, mert korábban azt tapasztaltuk, hogy az egy és a két nyugdíjas taggal rendelkező háztartások jövedelmi helyzete markánsan tér egymástól, de a nyugdíjasok számának folytonos változója (szemben a munkanélküliek és a foglalkoztatottak hasonló változójával) nem tükröz valamiféle lineáris viszonyt, vagyis a vizsgált szempontból nem tekinthetünk fel egyforma távolságokat a 0, 1 és 2 vagy több nyugdíjossal rendelkező háztartások között.

A regressziós modellek paraméterbecsléseit a 4. táblázat foglalja össze. A táblázat csak a legalább 5%-os megbízhatósági szinten szignifikáns együtthatókat tartalmazza.

Az első szembeötlő dolog, hogy a megmagyarázott szórás az 1992–1997 közötti időszakban folyamatosan és viszonylag jelentősen nő, majd visszaesik. Ez nyilván az adatállomány-váltással van összefüggésben: az első hat év a Magyar Háztartás Panel éves keresztmetszeti állományait jelenti, amit a Háztartás Monitor kutatás éves keresztmetszeti mintái követnek. Valószínű, hogy itt a panelkopás és az adatállomány-váltás problémáival együttesen találkozunk. A Panel éveiben azzal a feltételezéssel élhetünk, hogy az egymást követő években a panelkopás jobban érinti az extrém eseteket, így egy panelvizsgálatban az idő előrehaladtával mindig homogénebb állományhoz juthatunk. Ugyanakkor azt sem zárhatjuk ki, hogy a panelkopás kiszűrésével éppen hogy tovább növelnénk a megmagyarázott szórást. Ez a látszólag paradox helyzet akkor fordulhat elő, ha a panelkopás pontosan azokat az eseteket érinti szisztematikusan, amelyek a regressziós modellek eredményváltozónak karakterét a legnagyobb mértékben meghatározhatják.<sup>5</sup>

Az eredményekből néhány érdekes következtetésre jutottam. Az első lényeges következtetés, hogy a háztartástagok jövedelemeloszlásában elfoglalt helyét a legnagyobb mértékben a *foglalkoztatottsággal kapcsolatos változók* szabják meg. A háztartásban levő foglalkoztatottak számának kicsit csökkenő, de az évtized folyamán végig fontos jelentősége volt. Ennél kevésbé számít a háztartásban levő munkanélküliek száma. Ami a nyugdíjasokra vonatkozó két változónkat illeti, a várt hatásokat tapasztaljuk. Ha egy háztartásban legalább két nyugdíjas van, akkor ez enyhe, de mindig szignifikáns és pozitív hatást gyakorol a jövedelmi helyzetre. Nem ennyire egyértelmű a helyzet a másik nyugdíjas-specifikációval. Azoknak a háztartásoknak a jövedelmi helyzete, amelyekben egy nyugdíjas van (ezek többsége egyedülálló) lényegesen nem tér el azokétól, ahol nincs nyugdíjas vagy ketten, illetve többen vannak. A háztartásfő *iskolázottsága* a várt irányban gyakorol hatást a jövedelmi helyzetre: a szignifikáns, jelentős pozitív kapcsolat, ami az évtized során talán enyhén még emelkedett is. A *demográfiai változók* közül a gyermekszám határozott, szignifikáns és negatív hatással van a jövedelmekre. Ez a hatás (*ceteris paribus*) nem változott az 1990-es évek során. Erős változást tapasztalunk viszont a háztartásfő életkora szerint. 1992-ben még a háztartás-

---

<sup>5</sup> A Panel minden hullámában szereplők leválogatása után a csak rájuk futtatott modellek eredményei inkább az utóbbi feltevést látszanak igazolni. A megmagyarázott szórást különböző mértékben ugyan, de minden évben növelte, ha leválogattam a teljes longitudinális rekorddal rendelkező eseteket.



fő kora határozta meg a legnagyobb mértékben a jövedelmi helyzetet. Az életkorégyzet hatása itt lényegében azt mutatja, hogy a kor–jövedelmi profil emelkedésének mértéke mekkora. Látható, hogy 1992-ben negatív ez az előjel. Az évtized során az életkor változójának hatása fokozatosan csökken, majd negatív lesz, az életkorégyzet hatása viszont pozitív. Ez azt jelenti, hogy az évek előre haladtával a kor–jövedelmi profil az évtized elején még lassulva emelkedő minta helyett egy gyorsulva csökkenő mintát vett fel. Hozzá kell tenni, ez összhangban van a korábbi fejezetekben bemutatott eredményekkel, de azt is, hogy a regressziós elemzés itt bizonyos mértékig elfed olyan jellemzőket, amelyek a nem-linearitás miatt állnak fenn. Végezetül, a háztartásfő nemének gyakorlatilag nincs hatása, az *etnikai hovatarozás* enyhe negatív, a *lakhely településtípusa* pedig enyhe, de szignifikáns pozitív hatást gyakorol a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyre.

4. táblázat. *A jövedelemeloszlás meghatározódásának modelljei, 1992–2001 – OLS regressziós modellek standardizált együtthatói*

	1992	1993	1994	1995	1996
	Standardizált együtthatók ( $\beta$ )				
Konstans	4,66	4,77	4,78	4,86	4,88
Település (1: falu, 2: város, 3: Budapest)	0,09	0,11	0,15	0,13	0,14
A háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	-0,06	-0,06	-0,07	-0,07	nsz.
A háztartásfő kora (évek)	0,46	0,34	0,41	0,27	0,17
A háztartásfő korának négyzete	-0,40	-0,26	-0,35	-0,21	nsz.
Cigány háztartásfő (0: nem, 1: igen)	-0,08	-0,12	-0,12	-0,10	-0,08
Gyermekek száma a háztartásban (0,1,2,3,4+)	-0,23	-0,23	-0,22	-0,21	-0,26
Foglalkoztatottak száma a háztartásban (0,1,2,3+)	0,43	0,34	0,33	0,29	0,34
Nyugdíjasok száma a háztartásban (1:1, 0,2:0)	nsz.	-0,04	nsz.	nsz.	0,04
Nyugdíjasok száma a háztartásban (2:1, 0,1:0)	0,09	0,04	0,08	0,07	0,16
Munkanélküliek száma a háztartásban (0,1,2+)	0,04	-0,03	-0,07	-0,08	-0,03
A háztartásfő által elvégzett iskolai osztályok száma)	0,29	0,32	0,31	0,36	0,36
Korrigált $R^2$	0,39	0,41	0,42	0,42	0,46
Standard hiba	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17

A 4. táblázat folytatása

	1997	1998	1999	2000	2001
	Standardizált együtthatók ( $\beta$ )				
Konstans	4,85	5,28	5,38	5,41	5,23
Település (1: falu, 2: város, 3: Budapest)	0,15	0,05	0,08	0,10	0,11
A háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	nsz.	nsz.	-0,03	nsz.	nsz.
A háztartásfő kora (évek)	0,35	-0,21	-0,16	-0,21	nsz.
A háztartásfő korának négyzete	-0,24	0,26	0,25	0,30	0,14
Cigány háztartásfő (0: nem, 1: igen)	-0,08	-0,11	-0,11	-0,08	-0,05
Gyermekek száma a háztartásban (0,1,2,3,4+)	-0,27	-0,21	-0,23	-0,22	-0,24
Foglalkoztatottak száma a háztartásban (0,1,2,3+)	0,36	0,38	0,35	0,35	0,35
Nyugdíjasok száma a háztartásban (1:1, 0,2:0)	0,04	0,08	0,04	nsz.	nsz.
Nyugdíjasok száma a háztartásban (2:1, 0,1:0)	0,14	0,19	0,13	0,10	0,07
Munkanélküliek száma a háztartásban (0,1,2+)	nsz.	-0,06	-0,10	-0,07	-0,08
A háztartásfő által elvégzett iskolai osztályok száma)	0,33	0,32	0,32	0,32	0,36
Korrigált $R^2$	0,47	0,35	0,39	0,37	0,45
Standard hiba	0,17	0,19	0,18	0,19	0,18

Megjegyzés: nsz. = nem szignifikáns

Elemzésünk utolsó fázisában egy kicsit pontosabban specifikáljuk és szűkítjük a kutatási kérdést. Arra vagyunk kíváncsiak, mi határozza meg, hogy kik fognak a szegények, és kik a gazdagok csoportjába tartozni. Ahogy azt korábban jeleztük, szegénynek azokat tekintjük, akik az ekvivalens jövedelmek alapján sorba rendezett népesség legalsó ötödébe tartoznak. Ezzel szimmetrikusan határoztuk meg a gazdagság definícióját is: azt tekintjük gazdagnak, aki a fenti módon definiált legfelső ötödébe tartozik.

A gazdagok és a szegények közé jutás meghatározó tényezőinek magyarázatakor szintén többváltozós regressziót alkalmazok, de mivel a magyarázandó változó ez esetben kétértékű lesz (egyik esetben szegénység/nem szegénység, másik esetben pedig gazdagság/nem gazdagság szerepel a modellben), itt a logisztikus regressziós eljárás alkalmazása tűnik célszerűnek. A szóban forgó eljárás azokban az esetekben alkalmazható, amikor a függő változónk kétértékű (dummy), a magyarázó változók pedig lehetnek kategorikusak, ordinálisak és intervallum skálán mérhetők egyaránt. Ennek az eljá-

rásnak továbbá nincsenek olyan szigorú feltevései a vizsgált változók eloszlására vonatkozóan, mint más eljárásoknak. A logisztikus regresszió lényege, hogy közvetlenül próbáljuk megbecsülni adott esemény előfordulásának valószínűségét. Ha több magyarázó változónk van, akkor adott esemény bekövetkezési valószínűségét a következő egyenlettel becsülhetjük.

$$\text{Prob}(\text{esemény})=1/(1+e^{-z}),$$

ahol  $e$  a természetes logaritmus alapja, megközelítőleg 2,718,  $z$  a modellbe bevonandó magyarázó változók lineáris kombinációjaként írható le a következő formában:

$$Z=B_0+B_1X_1+B_2X_2+ \dots B_kX_k,$$

ahol  $X_1, X_2, \dots X_k$  a magyarázó változók,  $B_0$  konstans,  $B_1, \dots B_k$  pedig az egyes magyarázó változók együtthatói.

Jelenleg „eseménynek” egyrészt a szegények közé jutást tekintjük, szemben a népesség többi részébe kerüléssel, másrészt pedig a gazdagok közé kerülés esélyét vizsgáljuk ahhoz képest, mintha valaki a népesség többi részébe tartozna.

A logisztikus regressziós modellek legfontosabb eredményeit foglalja össze az 5. és a 6. táblázat. A táblázat egyes celláiban a modellben szignifikánsnak talált változók esélyráta szerepelnek. Az esélyráta nem egyéb, mint egy olyan hányados, ami egy adott esemény bekövetkezési esélyének növekményét jelenti a magyarázó változó értékének egységnyi növekedésére nézve. Tegyük fel például, hogy egy alacsony végzettséggel rendelkező megkérdezett pontosan 40%-os valószínűséggel kerül a legalsó ötödbe. Ekkor az ő esetében a kiválasztás esélye (odds)  $40/(100-40)=0,66$ . Egy egyébként minden más jellemzőjét tekintve ugyanilyen, ám eggyel magasabb iskolai végzettségű megkérdezett esetében a szegénységbe kerülés esélye (odds)  $0,66*0,35=0,23$  lesz, ami azt jelenti, hogy  $x/(100-x)=0,23$ , az egyenlet megoldása után  $x=19$ , tehát egy minden tekintetben hasonló középfokú végzettségű személy mintegy 19%-os, tehát már átlag alatti valószínűséggel fog a szegények közé tartozni.

A két modell általános tapasztalatai szerint vannak olyan változók, amelyek a jövedelemeloszlás mindkét szélére kerülést alapvetően határozzák meg. Ilyen változó az iskolázottság. A legfelső kvintilisbe tartozást a legnagyobb mértékben a befejezett felsőfokú végzettséggel rendelkezés határozza meg. A diplomás háztartásfőjű háztartásoknak tizenötször nagyobb esélyük van a felső kvintilisbe kerülésre, mint azoknak, akiknek a háztartásfője leg-

feljebb általános iskolával rendelkezik. Az iskolai végzettségnek ez a differenciáló hatása növekedett az 1990-es évek során, mindkét modell eredményei ezt mutatják. Sorrendben a második legnagyobb együttthatókat a munkaerő-piaci státussal kapcsolatosan találtuk. A munkaerőpiacról távol levő inaktívak esélye a szegénységbe kerülésre csaknem tízszerese a foglalkoztatottakénak, a munkanélkülieké csaknem hat és félszeres, a nyugdíjasoké pedig mintegy kétszeres. Ezzel szemben a legfelső kvintilisbe kerülés esélye mind egyik inaktív csoport esetében negyede-harmada a foglalkoztatottakénak. Hasonlóképpen fontos differenciáló változó a háztartásfő etnikai hovatartozása. A cigány háztartások tagjai négy-ötösörös eséllyel lesznek szegények, és a többiekhez képest alig egyharmad az esélyük arra, hogy a legfelső kvintilisbe kerüljenek. Meg kell jegyezni, hogy az etnikum változó együttthatója a jómódba kerülésre vagy nem volt szignifikáns, vagy nagyon alacsony értéket vett fel. A szegénységbe kerülésre vonatkozóan pedig néhány évben ennél lényegesen nagyobb esélyhányadosokat is találtunk.

Érdekes megfigyelni, hogy (legalábbis 2000-ben) nagyon gyenge vagy nem szignifikáns összefüggést találhatunk mindkét modellben a háztartásfő nemére és korára vonatkozóan. Meg kell jegyezni, hogy a különböző években futtatott modellek többsége szerint a női háztartásfők családtagjainak esélye a legfelső ötödbe kerülésre lényegesen alacsonyabb, a legalsó ötödbe kerülésre pedig lényegesen magasabb, mint a férfi háztartásfők családtagjaié. A 60 év feletti háztartásfők hektikus, időben nem szisztematikus esélyrátái valószínűleg az egyes ötödök összetételében bekövetkezett hullámmozgásszerű változásokkal függhetnek össze, de ezt a hipotézist még alaposabban kellene vizsgálni. A lakhely településtípusa szerint a budapestieknek a falusiakhoz képest lényegesen nagyobb esélye van a felső ötödbe, és lényegesen alacsonyabb az alsó ötödbe való bekerülésre.

Végezetül külön figyelmet érdemel még a háztartásszerkezet változója, ahol referenciának a 60 év alatti egyedülállót tekintjük. Hozzájuk képest 2000-ben a házaspárok, valamint a 60 év fölötti háztartásfőjű, legalább háromszemélyes háztartások tagjainak esélye nagyobb a felső ötödbe kerülésre. Az is szembeötlő, hogy a gyermekes háztartásoknak (akár egyedülálló szülőkről, akár párokról van szó) elenyésző az esélye a felső ötödbe kerülésre, végig az 1990-es évek során. Magas viszont a három- és többgyermekesek szegénységi kockázata, valamint az egyedülálló szülőké és gyermekeiké.

5. táblázat. A legalsó jövedelmi ötödbe kerülés társadalmi-demográfiai meghatározói, 1992–2001 – logisztikus regressziós modellek esélyrátái

	1992	1995	1998	2000	2001
–2 Log likelihood	4149	3808	3544	3882	4007
Goodness of fit	5108	4578	4477	5195	4862
Modell khi-négyzet	1217	1141	1003	1370	1162
Helytálló előrejelzések aránya,%	83	84	84	84	83
Település (referencia: falu)					
Város	0,83	nsz.	nsz.	nsz.	0,77
Budapest	0,40	0,28	0,74	0,27	0,48
Háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	2,40	1,79	1,47	nsz.	
Háztartásfő kora (referencia: 18–35 évesek)					
36–59 éves	nsz.	1,71	nsz.	1,29	nsz.
59 év feletti	nsz.	nsz.	0,63	nsz.	0,42
Cigány háztartásfő (igen: 1, nem: 0)					
	3,84	4,21	3,51	4,84	4,33
Háztartás összetétel (referencia: egyedülálló, 60 év alatti)					
Pár	nsz.	nsz.	nsz.	0,46	0,24
Egyedüli szülő gyerekekkel	2,36	2,57	3,43	4,15	5,27
Más háztartás gyerekekkel	nsz.	nsz.	nsz.	nsz.	0,35
Egyéb háztartás <60	0,35	0,27	0,41	0,20	0,23
Egyszemélyes, 60 év felett	nsz.	nsz.	0,38	0,32	nsz.
Kétszemélyes, 60 év felett	nsz.	0,42	0,41	0,22	0,44
Egyéb háztartás, 60 év felett	nsz.	nsz.	0,40	0,27	0,38
Pár 1 gyerekkel	nsz.	nsz.	nsz.	nsz.	0,56
Pár 2 gyerekkel	nsz.	nsz.	nsz.	nsz.	nsz.
Pár 3 gyerekkel	2,08	nsz.	3,53	1,95	nsz.
Pár 4 vagy több gyermekkel	4,40	2,38	10,00	3,01	2,32
Háztartásfő gazdasági aktivitása (referencia: foglalkoztatott)					
Munkanélküli	4,27	3,60	3,62	6,41	3,46
Nyugdíjas	3,01	1,93	1,91	1,84	1,48
Inaktív	4,76	9,68	5,44	9,58	4,31
Háztartásfő iskolázottsága (referencia: legfeljebb nyolc általános)					
Szaktanácsképző	0,53	0,68	0,43	0,65	0,61
Befejezett középiskola	0,34	0,28	0,17	0,26	0,25
Befejezett felsőfok	0,11	0,05	0,18	0,19	0,10

Megjegyzés: nsz. = nem szignifikáns.

Függő változó a személyek ekvivalens háztartási jövedelme alapján definiált legalsó jövedelmi ötöd.

6. táblázat. A legfelső jövedelmi ötödbe kerülés társadalmi-demográfiai meghatározói, 1992–2001 – logisztikus regressziós modellek esélyrátái

	1992	1995	1998	2000	2001
–2 Log likelihood	4199	3509	3363	4046	3678
Goodness of fit	5330	4536	4387	5092	5653
Modell khi-négyzet	1153	1420	994	1183	1519
Helytálló előrejelzések aránya,%	83	85	84	84	86
Település (referencia: falu)					
Város	0,81	nsz.	1,55	0,79	nsz.
Budapest	2,16	3,65	3,05	1,79	2,4764
Háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	0,44	0,31	nsz.	nsz.	0,31
Háztartásfő kora (referencia: 18–35 évesek)					
36–59 éves	1,51	1,29	nsz.	nsz.	nsz.
59 év feletti	nsz.	nsz.	0,50	nsz.	0,42
Cigány háztartásfő (igen: 1, nem: 0)					
	0,45	0,09	nsz.	0,32	0,26
Háztartás összetétel (referencia: egyedülálló, 60 év alatti)					
Pár	3,55	nsz.	nsz.	2,35	3,30
Egyedüli szülő gyerekekkel	0,35	0,47	0,08	0,09	nsz.
Más háztartás gyerekekkel	nsz.	0,38	nsz.	0,58	nsz.
Egyéb háztartás <60	2,43	nsz.	nsz.	nsz.	1,89
Egyszemélyes, 60 év felett	nsz.	nsz.	0,41	nsz.	3,58
Kétszemélyes, 60 év felett	nsz.	nsz.	nsz.	nsz.	2,06
Egyéb háztartás, 60 év felett	3,04	nsz.	nsz.	1,68	2,43
Pár 1 gyerekkel	nsz.	0,38	0,40	nsz.	nsz.
Pár 2 gyerekkel	0,56	0,28	0,23	0,46	0,34
Pár 3 gyerekkel	0,30	0,12	0,17	0,05	0,42
Pár 4 vagy több gyermekkel	0,34	0,12	0,00	nsz.	nsz.
Háztartásfő gazdasági aktivitása (referencia: foglalkoztatott)					
Munkanélküli	0,51	0,19	0,14	0,31	0,40
Nyugdíjas	0,27	0,42	0,49	0,37	0,32
Inaktív	nsz.	0,18	0,22	0,25	0,38
Háztartásfő iskolázottsága (referencia: legfeljebb nyolc általános)					
Szaktanulmányok	1,24	1,36	1,75	1,92	1,52
Befejezett középiskola	2,50	4,02	4,05	5,30	3,80
Befejezett felsőfok	8,12	12,72	9,90	14,03	15,26

Megjegyzés: nsz. = nem szignifikáns

Függő változó: a személy ekvivalens háztartási jövedelme alapján definiált legfelső jövedelmi ötöd.

## IRODALOM

- Atkinson, A. – J. Micklewright 1992: *Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Kolosi T. – Bedekovics I. – Sik E. 1997: Munkaerőpiac és jövedelmek. In: Sik E. – Tóth I. Gy. (szerk.): *Az ajtók záródnak (!). Jelentés a Magyar Háztartás Panel V. hullámának eredményeiről*. Budapest, BKE-TÁRKI.
- ECOSTAT 2000: A kormányzati, a közületi és a privát szektor bér- és kereseti arányai. ECOSTAT Időszaki Közlemények, VII. sz. 2000. február.
- Galasi P. 2000: Női-férfi kereseti különbségek Magyarországon 1986–1996. Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ. Nők és férfiak esélyegyenlősége sorozat. Budapest, 2000. április.
- Galasi P. 1995: A jövedelemegyenlőtlenségek változása Magyarországon 1987, 1992–1994. Budapest, MTA Világgazdasági Kutató Intézet, 60 p.
- Galasi, P. 1998: *Income inequality and income mobility in Hungary 1992–1996*. UNICEF Innocenti Occasional Papers, Economic and Social Policy Series No. 64. Florance, UNICEF ICDC.
- Havasi É. – Horváth Á-né – Rédey M. – Schnell L-né 1998: A Mai magyar háztartások jövedelemeloszlása. Statisztikai Szemle, 1998. március. 221–237. p.
- Kertesi G. – Köllő J. 2001: Ágazati bérkülönbségek Magyarországon. Az OFA/XLV-45/99. Kutatás zárótanulmánya. Budapest, 2001. január.
- Köllő J. 2000: Bérek a politikai rendszerváltástól az ezredfordulóig. In: Fazekas K. (szerk.) *Munkaerőpiaci tükrök*. Budapest, MTA Közgazdaságtudományi Kutató Központ. 35–145. p.
- KSH 1998: *Jövedelemeloszlás Magyarországon 1995*. Budapest, KSH.
- Pudney, S. 1994: *Earnings inequality in Hungary: a comparative analysis of household and enterprise survey data*. *Economics of Planning*, 27:251–276. p.
- Kattuman, P. – G. Redmond 1997: *Income inequality in Hungary, 1987, 1993*. DAE Working Papers, No. 9726. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Rutkowski, J. 1999: *Kereseti mobilitás a kilencvenes évek Magyarországon*. (Adatok a Magyar Háztartás Panelből). TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok 15. szám. Budapest, TÁRKI.
- Rutkowski, J. 2001: *Earnings mobility during the transition: the case of Hungary*. MOCT–MOST, (2001. szeptember 16.) 11: 68–89 p.
- Sik E. – Tóth I. Gy. (szerk.) 1998: *Zárótanulmány. Jelentés a Magyar Háztartás Panel VI. hullámának eredményeiről*. Budapest, BKE-TÁRKI.
- Tóth I. Gy. 2001: *Jövedelemeloszlás a kilencvenes években*. In: Szivós P. – Tóth I. Gy. (szerk.) *Tíz év. TÁRKI Monitor Jelentések*. Budapest, TÁRKI.
- UNDP–MTA VK é.n.: *Az emberi erőforrások jellemzői Magyarországon, 1999*. Budapest, UNDP–MTA Világgazdasági Kutató Intézet.
- World Bank 2000: *Making transition work for everyone: Poverty and inequality in Europe and Central Asia*. Washington D.C., The World Bank.