

TÓTH ISTVÁN GYÖRGY

JÖVEDELEM ELOSZLÁS A KILENCVENES ÉVEK
MAGYARORSZÁGÁN

Elméletek, módszertan és hipotézisek

Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem
Szociológia és Szociálpolitika Tanszék

Témavezető: Dr. Kolosi Tamás egyetemi tanár

© Tóth István György

Budapesti Közgazdaságtudományi
és Államigazgatási Egyetem

Szociológia Ph.D. program.

JÖVEDELEMELOSZLÁS A KILENCVENES ÉVEK
MAGYARORSZÁGÁN:

Elméletek, módszertan és hipotézisek

Ph.D. értekezés

Tóth István György

Budapest, 2002.

TARTALOMJEGYZÉK

ÁBRÁK JEGYZÉKE	7
TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE	10
BEVEZETÉS	12
I. RÉSZ.....	18
1. FEJEZET: A JÖVEDELEMELOSZLÁS MEGHATÁROZÓDÁSA: POZITÍV ÉS NORMATÍV ELMÉLETEK.....	18
1.1. A SZEMÉLYEK KÖZÖTTI JÖVEDELEMELOSZLÁS MEGHATÁROZÓDÁSÁNAK ELMÉLETEI.....	20
1.2. A JÖVEDELEMKÜLÖNBSEGEK ÉRTÉKELÉSE	32
2. FEJEZET: POZITÍV ÉS NORMATÍV STATISZTIKA: KONCEPTUÁLIS KÉRDÉSEK ÉS ELEMZÉSI ESZKÖZTÁR.....	39
2.1. NORMATÍV MEGFONTOLÁSOK, RANGSOROLÁSI ELVEK.....	39
2.1.1. <i>Az egyéni jólét és a társadalmi jólét összekapcsolása: társadalmi jóléti függvények.....</i>	<i>39</i>
2.1.2. <i>Eloszlási és jóléti összehasonlítási axiómák.....</i>	<i>45</i>
2.2. MÉRŐSZÁMOK.....	47
2.3. AZ EGYES MÉRŐSZÁMOK JÓLÉTI TARTALMA: VISSZATÉRÉS A TÁRSADALMI JÓLÉTI FÜGGVÉNYEKHEZ	51
2.4. KONCEPTUÁLIS KÉRDÉSEK, ADATFORRÁSOK ÉS EGYÉB BIZONYTALANSÁGOK	56
3. FEJEZET: A JÖVEDELEMELOSZLÁS DINAMIKÁJÁNAK SZERKEZETI MAGYARÁZATAI: HIPOTÉZISEK ÉS VIZSGÁLANDÓ KÉRDÉSEK A NYOLCVANAS– KILENCVENES ÉVEK MAGYARORSZÁGÁRA VONATKOZÓAN	60
3.1. A GAZDASÁGI-DEMOGRÁFIAI SZERKEZET ÉS A JÖVEDELEMELOSZLÁS ALAKULÁSA.....	62
3.2. A TECHNOLÓGIAI FEJLŐDÉS ÉS A FELSŐOKTATÁSI EXPANZIÓ VERSENYFUTÁSA	69
3.3. JÖVEDELEMELOSZLÁS ÉS GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS.....	72
3.4. A GAZDASÁGI ÁTMENET ÉS A JÖVEDELEMELOSZLÁS MAGYARÁZATAI.....	78
3.5. JÖVEDELEMELOSZLÁS A KILENCVENES ÉVEK MAGYARORSZÁGÁN: VIZSGÁLANDÓ KÉRDÉSKÖRÖK ÉS HIPOTÉZISEK	82
II. RÉSZ.....	85
4. FEJEZET: JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK MAGYARORSZÁGON: ÁLTALÁNOS ÁTTEKINTÉS	85
4.1. FOGLALKOZTATOTTSÁG ÉS JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK A RENDSZERVÁLTÁS ELŐTTI ÉVTIZEDEKBEN	85
4.2. A RENDSZERVÁLTÁS SOKKJA ÉS A GAZDASÁGI ÁTALAKULÁS MAGYARORSZÁGON, VALAMINT A TÖBBI VISEGRÁDI ORSZÁGBAN, A NYOLCVANAS ÉS A KILENCVENES ÉVTIZED KÖZEPE KÖZÖTT.....	93
4.3. A MAGYARORSZÁGI JÖVEDELEMELOSZLÁS SAJÁTOSSÁGAI	97
4.4. GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS ÉS JÖVEDELEMELOSZLÁS	105
4.5. A MAGYAR JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK NEMZETKÖZI ÖSSZEHASONLÍTÁSBAN	108
4.6. A JÖVEDELMI SZEGÉNYSÉG ADATAINAK NEMZETKÖZI ÖSSZEHASONLÍTÁSA	112
4.7. A SZEGÉNYSÉG INTENZITÁSÁNAK MUTATÓI MAGYARORSZÁGON A KILENCVENES ÉVEKBEN.....	114
5. FEJEZET: GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS, MUNKAERŐ-PIACI ÁTMENET ÉS JÖVEDELEMELOSZLÁS.....	117
5.1. FOGLALKOZTATOTTSÁG, MUNKANÉLKÜLISÉG, INAKTIVITÁS A GAZDASÁGI VISSZAESÉS IDŐSZAKÁBAN.....	117
5.2. FOGLALKOZTATOTTSÁG ÉS KERESETI DINAMIKA	124

5.3. A SZEMÉLYI KERESETEK MEGHATÁROZÓDÁSA, KOR-KERESÉTI PROFILOK	127
5.4. A MUNKAERŐPIAC POLARIZÁCIÓJA ÉS HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK ÖSSZETÉTELE	132
6. FEJEZET: A SZOCIÁLPOLITIKA HATÁSA AZ EGYENLŐTLENSÉGEKRE.....	134
6.1. A TÁRSADALOMPOLITIKA GYAKORLATA, 1989–2000.....	134
6.2. NEMZETKÖZI KITEKINTÉS: A JÓLÉTI KIADÁSOK ÉS A SZEGÉNYSÉG, ILLETVE EGYENLŐTLENSÉGEK ÖSSZEFÜGGÉSEI.....	135
6.3. AZ ÁLLAMI PÉNZBELI ÚJRAELOSZTÁS PROGRAMJAI.....	139
6.4. A PÉNZBELI ÚJRAELOSZTÁS HATÁSA AZ EGYENLŐTLENSÉGEKRE.....	141
6.5. A MAGYAR RÉTEGELOSZLÁSI ADATOK NEMZETKÖZI ÖSSZEHASONLÍTÁSBAN.....	153
6.6. A JÓLÉTI TÁMOGATÁSOK SZEREPE A SZEGÉNYSÉG ENYHÍTÉSÉBEN	156
7. FEJEZET: A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGET MEGHATÁROZÓ TÉNYEZŐK RELATÍV SÚLYA	HIBA! A KÖNYVJELZŐ NEM LÉTEZIK.
7.1. AZ EGYENLŐTLENSÉG TÉNYEZŐKRE BONTÁSÁNAK MÓDSZERE	160
7.2. AZ EGYENLŐTLENSÉG DIMENZIÓI.....	162
7.3. AZ ÁTALAKULÁS SZAKASZAI.....	172
8. FEJEZET: AZ EGYES TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI CSOPORTOK ELHELYEZKEDÉSE A JÖVEDELEMELOSZLÁSBAN.....	175
8.1. AZ EGYES JÖVEDELMI CSOPORTOK TÁRSADALMI ÖSSZETÉTELE	175
8.2. AZ EGYES TÁRSADALMI CSOPORTOK ELHELYEZKEDÉSE A JÖVEDELEMELOSZLÁSBAN: REGRESSZIÓS ELEMZÉSEK	186
8.3. A JÖVEDELEMELOSZLÁS SZÉLEIRE (SZEGÉNYEK, ILLETVE A GAZDAGOK KÖZÉ) KERÜLÉS TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI MEGHATÁROZÓI	191
8.4. ELŐREJUTÁS A TÁRSADALMI RANGLÉTRÁN: AZ ELEMZÉS TÁGÍTÁSA.....	196
9. FEJEZET: A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK ÉRTÉKELÉSE HIBA! A KÖNYVJELZŐ NEM LÉTEZIK.	
10. FEJEZET: ÖSSZEFOGLALÁS	209
10.1. MÓDSZERTANI TAPASZTALATOK.....	210
10.2. LEGFONTOSABB EREDMÉNYEK.....	212
FÜGGELÉKEK.....	HIBA! A KÖNYVJELZŐ NEM LÉTEZIK.
1. FÜGGELÉK	221
F1.1. A JÖVEDELMEK ELOSZLÁSÁNAK EGYSZERŰBB PREZENTÁCIÓI ÉS ELOSZLÁSI TÍPUSÚ MÉRŐSZÁMAI	221
<i>F1.1.1. Eloszlási típusú mérőszámok.....</i>	224
<i>F1.1.2. Eloszlási típusú mérőszámok: néhány finomítás</i>	227
<i>F1.1.3. Az eloszlás alsó széle: szegénység kiterjedtségének mérőszámai.....</i>	227
F1.2. SZÓRÓDÁSI TÍPUSÚ MÉRŐSZÁMOK	234
<i>F1.2.1. Az egyedi értékeket az átlaghoz viszonyító mutatók</i>	234
<i>F1.2.2. Az egyes értékek egymáshoz viszonyított eltérései alapján előálló mutatók.....</i>	236
<i>F1.2.3. A szegénység eloszlási jellemzőit is figyelembe vevő mérőszámok.....</i>	241
F1.3. AZ EGYENLŐTLENSÉGEK TÁRSADALOMPOLITIKAI ÉRTÉKELÉSE SORÁN, HASZNOS EGYÉB SEGÉDESZKÖZÖK	243
<i>F1.3.1. Egyszerű újraelosztási típusú mérőszámok: mennyibe kerülne a szegénység megszüntetése?</i>	244
<i>F1.3.2. Társadalmi páternoszter és tartós szegénység: a jövedelmi mobilitás mérőszámai.....</i>	247
<i>F1.3.3. A társadalmi polarizálódás és a középosztály szűkülése.....</i>	252
<i>F1.3.4. Az egyenlőtlenségi mérőszámok érzékenysége az eloszlás széleire és a közép-re.....</i>	256
2. FÜGGELÉK	259
F2.1. JÖVEDELMI, FOGYASZTÁSI ÉS VAGYONI EGYENLŐTLENSÉGEK: MIÉRT A JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK?.....	259
<i>F2.1.1. Konceptuális kérdések.....</i>	259
<i>F2.1.2. Érzékenységi vizsgálatok.....</i>	261
F2.2. A JÖVEDELEMFOGALOM MEGVÁLASZTÁSA	263

F2.2.1. A háztartási jövedelmek „könyvelése”	263
F2.3. A KIVÁLASZTOTT IDŐPERIÓDUS JELENTŐSÉGE.....	265
F2.3.1. Konceptuális kérdések.....	265
F2.3.2. Érzékenységi vizsgálatok.....	266
F2.4. A MEGFIGYELÉSI EGYSÉG MEGVÁLASZTÁSA	268
F2.4.1. Konceptuális kérdések.....	269
F2.4.2. Érzékenységi vizsgálatok.....	269
F2.5. KÜLÖNBÖZŐ ÖSSZETÉTELŰ ÉS MÉRETŰ HÁZTARTÁSOK JÓLÉTI SZINTJÉNEK ÖSSZEHASONLÍTÁSA	271
F2.5.1. Az ekvivalencia-skálák koncepciója	271
F2.5.2. Érzékenységi vizsgálatok.....	280
F2.6. EGYÉB OKOK ARRA, HOGY BIZONYTALANOK LEGYÜNK AZ EREDMÉNYEINKBEN.....	287
F2.6.1. A szegénységi és egyenlőtlenségi mutatók mintavételi hibája	288
F2.6.2. A nem-mintavételi típusú hibák néhány fontosabb esete	291
F2.6.3. A különböző adatforrások lehetséges torzításai	294
F2.6.4. Áttérés az egyik adatállományról a másikra	299
3. FÜGGELÉK	301
F3.1. A FELHASZNÁLT ADATBÁZISOK JELLEMZŐI	301
F3.1.1. Magyar adatállományok	301
F3.2. NEMZETKÖZI ADATÁLLOMÁNYOK	303
F3.4. A KILENCVENES ÉVEK VIZSGÁLATAIBAN HASZNÁLT JÖVEDELEM-CSOPORTOSÍTÁS LEGFONTOSABB JELLEMZŐI.....	305
IRODALOM	307

ÁBRÁK JEGYZÉKE

1. ÁBRA: HIPOTETIKUS JÖVEDELEMELOSZLÁSOK	20
2. ÁBRA: A PARETOI OPTIMUMKRITÉRIUM ÉS AZ „IGAZSÁGOS” JÖVEDELEMELOSZLÁS ÁBRÁZOLÁSA AZ EDGEWORTH-DOBOZ SEGÍTSÉGÉVEL	42
3. ÁBRA: JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉG ÉS TÁRSADALMI JÓLÉT	52
4. ÁBRA: STILIZÁLT KUZNETS-GÖRBE	63
5. ÁBRA: TINBERGEN MODELLJE: VERSENYFUTÁS AZ OKTATÁS ÉS A TECHNOLÓGIAI FEJLŐDÉS KÖZÖTT	71
6. ÁBRA: JÖVEDELEMELOSZLÁS ÉS GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS KAPCSOLATA A MEDIÁN SZAVAZÓ MODELLBEN	76
7. ÁBRA: CORICELLI ELŐREJELZÉSE A GINI ALAKULÁSÁRA AZ ÁTMENET ÉVEIBEN	80
8. ÁBRA: FÉRFIAK ÉS NŐK FOGLALKOZTATOTTSÁGI RÁTÁI 1900 ÉS 1990 KÖZÖTT	89
9. ÁBRA: A FOGLALKOZTATOTTSÁG SZEKTORÁLIS MEGOSZLÁSA 1900 ÉS 1989 KÖZÖTT	90
10. ÁBRA: A GDP ÉVENKÉNTI NÖVEKEDÉSE A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN, 1989–1996 (%)	94
11. ÁBRA: JÖVEDELEMELOSZLÁS 1992-BEN: AZ EGYES, EGY FŐRE JUTÓ JÖVEDELMI KATEGÓRIÁKBA TARTOZÓ SZEMÉLYEK SZÁMA AZ MHP MINTÁBAN	99
12. ÁBRA: A JÖVEDELEMELOSZLÁS 1991/92 ÉS 1995/96 KÖZÖTT, 1991/92-ES ÁRON (1991. ÁPRILIS–1992. MÁRCIUS = 100)	100
13. ÁBRA: A HÁZTARTÁSOK EKVIVALENS JÖVEDELMEI ALAPJÁN KÉPZETT SZEMÉLYI DECILISEK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES JÖVEDELEMBŐL, 1992–2001	101
14. ÁBRA: A HÁZTARTÁSOK EKVIVALENS JÖVEDELMEI ALAPJÁN KÉPZETT SZEMÉLYI DECILISEK HATÁRAI A MEDIÁN SZÁZALÉKÁBAN, 1992–2001	101
15. ÁBRA: EGYES ELOSZLÁSI TÍPUSÚ JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK ALAKULÁSA A KILENCVENES ÉVEKBEN MAGYARORSZÁGON, 1999–2001	102
16. ÁBRA: EGYES SZÓRÓDÁSI TÍPUSÚ JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK ALAKULÁSA A KILENCVENES ÉVEKBEN MAGYARORSZÁGON, 1992–2001	103
17. ÁBRA: A NÉPESSÉG MEGOSZLÁSA AZ EKVIVALENS MEDIÁN JÖVEDELEM SZÁZALÉKÁBAN MEGHATÁROZOTT JÖVEDELMI CSOPORTOKBAN, 1992–2001	104
18. ÁBRA: SZEGÉNYSÉGI RÁTÁK ALAKULÁSA A KILENCVENES ÉVEKBEN, ALTERNATÍV SZEGÉNYSÉGI KÜSZÖBÖK MELLETT, 1992–2001	105
19. ÁBRA: JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK ÖSSZEFOGLALÓ MUTATÓI AZ OECD-ORSZÁGOKBAN: PERCENTILIS ARÁNYOK ÉS GINI-EGYÜTTTHATÓK	109
20. ÁBRA: TÁRSADALMI TÁVOLSÁGOK 16 ORSZÁGBAN: A LEGFELSŐ ÉS A LEGALSÓ JÖVEDELMI TIZEDBE TARTOZÓ SZEMÉLYEK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES JÖVEDELEMBŐL (%)	110
21. ÁBRA: KOR-KERESETI PROFILOK BECSLÉSE – ÉVES MUNKAVÁLLALÓI JÖVEDELMEK A MUNKAERŐ-PIACI TAPASZTALAT FÜGGVÉNYÉBEN	129
22. ÁBRA: KOR-KERESETI PROFILOK BECSLÉSE – ÖSSZES SZEMÉLYES JÖVEDELMEK AZ EGYES ÉLETKORI KOHORSZOKBAN	131
23. ÁBRA: AZ EGY FŐRE JUTÓ GDP ÉS A SZOCIÁLIS KIADÁSOK GDP-RÉSZARÁNYA AZ OECD-ÁTLAG SZÁZALÉKÁBAN (OECD-ORSZÁGOK ÉS MAGYARORSZÁG)	136
24. ÁBRA: JÖVEDELMI DIFFERENCIÁLÓDÁS 15 ORSZÁGBAN: A NÉPESSÉG MEGOSZLÁSA ASZERINT, HOGY MELYIK JÖVEDELMI OSZTÁLYBA TARTOZNAK (JÖVEDELMI CSOPORTOK A MEDIÁN SZÁZALÉKÁBAN)	137
25. ÁBRA: JÓLÉTI TÁMOGATÁSOK ÉS SZEGÉNYSÉGI RÁTÁK	139
26. ÁBRA: AZ EGYES RÉSZJÖVEDELMEK LEHETSÉGES ELOSZTÁSI MINTÁINAK ÁBRÁZOLÁSA LORENZ- GÖRBÉK SEGÍTSÉGÉVEL	144
27. ÁBRA: A PIACI JÖVEDELMEK ÉS A KERESETPÓTLÓ ELLÁTÁSOK ELOSZTÁSI MINTÁI: LORENZ-GÖRBÉK 1995/96-RA	146
28. ÁBRA: A PIACI JÖVEDELMEK ÉS A SZOCIÁLIS TÁMOGATÁSOK ELOSZTÁSI MINTÁI: LORENZ-GÖRBÉK 1995/96-RA	146
29. ÁBRA: AZ EGYES (EKVIVALENS JÖVEDELEM ALAPJÁN MEGHATÁROZOTT) NÉPESSÉGÖTÖDŐK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES NYUGDÍJBÓL, 1992–2001	150
30. ÁBRA: AZ EGYES (EKVIVALENS JÖVEDELEM ALAPJÁN MEGHATÁROZOTT) NÉPESSÉGÖTÖDŐK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYBŐL, 1992–2001	150

31. ÁBRA: AZ EGYES (EKVIVALENS JÖVEDELEM ALAPJÁN MEGHATÁROZOTT) NÉPESSÉGÖTÖDÖK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES ANYASÁGI TÁMOGATÁSBÓL	151
32. ÁBRA: AZ EGYES (EKVIVALENS JÖVEDELEM ALAPJÁN MEGHATÁROZOTT) NÉPESSÉGÖTÖDÖK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES SEGÉLYBŐL	152
33. ÁBRA: AZ EGYES (EKVIVALENS JÖVEDELEM ALAPJÁN MEGHATÁROZOTT) NÉPESSÉGÖTÖDÖK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES CSALÁDI PÓTLÉKBŐL	152
34. ÁBRA: NYUGDÍJ: A RÉSZESÜLŐK ARÁNYA EGYES KVINTILISEKBEN MAGYARORSZÁGON ÉS A TÖBBI VISEGRÁDI ORSZÁGBAN 1992 KÖRÜL	153
35. ÁBRA: MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYEK: A RÉSZESÜLŐK ARÁNYA AZ EGYES KVINTILISEKBEN MAGYARORSZÁGON ÉS A TÖBBI VISEGRÁDI ORSZÁGBAN 1992 KÖRÜL	154
36. ÁBRA: CSALÁDI PÓTLÉK: A RÉSZESÜLŐK ARÁNYA AZ EGYES KVINTILISEKBEN MAGYARORSZÁGON ÉS A TÖBBI VISEGRÁDI ORSZÁGBAN 1992 KÖRÜL	155
37. ÁBRA: JÖVEDELEMIGAZOLÁSON ALAPULÓ TÁMOGATÁSOK: A RÉSZESÜLŐK ARÁNYA AZ EGYES KVINTILISEKBEN MAGYARORSZÁGON ÉS A TÖBBI VISEGRÁDI ORSZÁGBAN 1992 KÖRÜL	155
38. ÁBRA: A TÉNYELLENTÉTES STATISZTIKAI KÍSÉRLETEK MÓDSZERE	157
39. ÁBRA: AZ EGYES JÖVEDELMI DECILISEKBE TARTOZÓ SZEMÉLYEK ÉLETKORI ÖSSZETÉTELE (%).....	176
40. ÁBRA: A KÜLÖNBÖZŐ ÉLETKORÚ HÁZTARTÁSFŐK HÁZTARTÁSAIBAN ÉLŐK MEGOSZLÁSA AZ EGYES JÖVEDELMI ÖTÖDÖK KÖZÖTT (%).....	177
41. ÁBRA: AZ EGYES JÖVEDELMI DECILISEKBE TARTOZÓ SZEMÉLYEK ÖSSZETÉTELE A HÁZTARTÁSFŐ ÉLETKORA SZERINT (%).....	179
42. ÁBRA: AZ EGYES JÖVEDELMI ÖTÖDÖKBE TARTOZÓ SZEMÉLYEK ÖSSZETÉTELE A HÁZTARTÁSFŐ ISKOLÁZOTTSÁGA SZERINT 1992-BEN ÉS 2000-BEN (%).....	181
43. ÁBRA: KÜLÖNBÖZŐ MUNKAERŐ-PIACI CSOPORTOKBA TARTOZÓ HÁZTARTÁSFŐK HÁZTARTÁSAIBAN ÉLŐK ARÁNYA AZ EGYES JÖVEDELMI ÖTÖDÖKBEN (%)	186
F1.1 ÁBRA: A JÖVEDELEMELOSZLÁS ILLUSZTRÁCIÓJA PEN PARÁDÉJA SEGÍTSÉGÉVEL: AZ EMBEREK RANGSOROLÁSA JÖVEDELMEIK ALAPJÁN.....	222
F1.2. ÁBRA: PEN PARÁDÉJA MAGYARORSZÁGON: EGY FÖRE JUTÓ JÖVEDELMEK ALAPJÁN RANGSOROLT SZEMÉLYEK JÖVEDELMEI 1992-BEN	223
F1.3A. ÁBRA: PEN PARÁDÉJA ÉS A KUMULATÍV ELOSZLÁSFÜGGVÉNY	223
F1.3B. ÁBRA: PEN PARÁDÉJA ÉS A GYAKORISÁGI ELOSZLÁS	224
F1.4. ÁBRA: NÉHÁNY ALAPVETŐ JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGI MÉRŐSZÁM.....	225
F1.6. ÁBRA: JÖVEDELMI SZEGÉNYSG DEFINIÁLÁSA A DECILISEK SEGÍTSÉGÉVEL.....	229
F1.7. ÁBRA: A JÖVEDELMI SZEGÉNYSG KÜSZÖBSZÁMAI: FOGALMAK ÉS DEFINÍCIÓK.....	230
F1.8. ÁBRA: SZEGÉNYSGI KÜSZÖBÖK ALTERNATÍV DEFINÍCIÓI	232
F1.9. ÁBRA: NÉHÁNY ALAPVETŐ SZEGÉNYSGI MÉRŐSZÁM	233
F1.10. ÁBRA: A SZEGÉNYEK SZÁMA, ALTERNATÍV SZEGÉNYSGI KÜSZÖBÖK MELLETT.....	233
F1.11. ÁBRA: LORENZ-GÖRBÉK ÉS GINI-EGYÜTTHATÓK.....	237
F1.12. ÁBRA: HAGYOMÁNYOS LORENZ-GÖRBÉK 1992-BEN ÉS 2000-BEN MAGYARORSZÁGON.....	238
F1.13. ÁBRA: ÁLTALÁNOSÍTOTT LORENZ-GÖRBÉK 1992-BEN ÉS 2000-BEN MAGYARORSZÁGON.....	239
F1.14. ÁBRA: AZ EGYES DECILISEK RÉSZESEDÉSE AZ ÖSSZES JÖVEDELEMBŐL ÉS A ROBIN HOOD INDEX.....	244
F1.15. ÁBRA: A ROBIN HOOD INDEX ÉRTELMEZÉSE A LORENZ-GÖRBE SEGÍTSÉGÉVEL.....	245
F1.16. ÁBRA: ELMÉLETI ÁTMENETMÁTRIX KÉT IDŐPONTRA	248
F1.17. ÁBRA: POLARIZÁCIÓ ÉS EGYENLŐTLENSÉG.....	252
F1.18. ÁBRA: A POLARIZÁCIÓS MÉRŐSZÁM ÁBRÁZOLÁSA A LORENZ-GÖRBE SEGÍTSÉGÉVEL	254
F1.19. ÁBRA: DECILIS ALAPÚ RELATÍV KERESETELOSZLÁS, EGYESÜLT ÁLLAMOK, 1967–1987.....	256
F1.20. ÁBRA: AZ EGYES SZÓRÓDÁSI TÍPUSÚ MUTATÓK ÉRZÉKENYSÉGE A JÖVEDELEMELOSZLÁS KÜLÖNBÖZŐ RÉGIÓIBAN BEKÖVETKEZETT VÁLTOZÁSOKRA	258
F2.1. ÁBRA: A HÁZTARTÁSOK „KÖNYVELÉSE” KÉT PERIÓDUSBAN	264
F2.2. ÁBRA: MÉRETGAZDASÁGOSSÁG A HÁZTARTÁSBAN: A HÁZTARTÁSMÉRET ÉS A FOGYASZTÁSI SZÜKSÉGLETEK ÖSSZEFÜGGÉSEIRE VONATKOZÓ FELTÉTELEZÉSEK	272
F2.3. ÁBRA: ENGEL ÉS ROTHBART MODELLJE A GYERMEKEK KÖLTSÉGEINEK MÉRÉSÉRE.....	275
F2.4. ÁBRA: AZ EGYES JÖVEDELMI TERCILISEKBE TARTOZÓ HÁZTARTÁSOK FOGYASZTÁSI KIADÁSAI HÁZTARTÁSMÉRET SZERINT 1994-BEN MAGYARORSZÁGON (Ft).....	277
F2.5. ÁBRA: AZ EGYENLŐTLENSÉGI MÉRŐSZÁMOK VÁLTOZÁSA A VÁLASZTOTT EKVIVALENCIA-SKÁLÁK FÜGGVÉNYÉBEN	281
F2.6. ÁBRA: EGYES EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK ÉRTÉKE KÜLÖNBÖZŐ EKVIVALENCIA-SKÁLÁKKAL KORRIGÁLT HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK ESETÉBEN, 1999-BEN.....	282
F2.7. ÁBRA: KÜLÖNBÖZŐ NAGYSÁGÚ HÁZTARTÁSOKBAN ÉLŐ EGYÉNEK SZEGÉNYSGI RÁTÁI A FOGYASZTÁSI SKÁLÁK SZÁMÍTÁSÁHOZ HASZNÁLT RUGALMASSÁGI EGYÜTTHATÓK KÜLÖNBÖZŐ MÉRTÉKEI ESETÉBEN, 1992-BEN.....	283

F2.8. ÁBRA: KÜLÖNBÖZŐ NAGYSÁGÚ HÁZTARTÁSOKBAN ÉLŐ EGYÉNEK SZEGÉNYSÉGI RÁTÁI A FOGYASZTÁSI SKÁLÁK SZÁMÍTÁSÁHOZ HASZNÁLT RUGALMASSÁGI EGYÜTTHATÓK KÜLÖNBÖZŐ MÉRTÉKEI ESETÉBEN, 1999-BEN.....	283
F2.9. ÁBRA: SZEMÉLYEK SZEGÉNYSÉGI RÁTÁI KÜLÖNBÖZŐ FOGYASZTÁSI SKÁLÁK ÉS SZEGÉNYSÉGI KÜSZÖBÖK MELLETT, 1992	284
F2.10. ÁBRA: SZEMÉLYEK SZEGÉNYSÉGI RÁTÁI KÜLÖNBÖZŐ FOGYASZTÁSI SKÁLÁK ÉS SZEGÉNYSÉGI KÜSZÖBÖK MELLETT, 1999	285
F2.11. ÁBRA: SZEGÉNYSÉGI RÁTÁK ALAKULÁSA KÜLÖNBÖZŐ EKVIVALENCIA-SKÁLÁK FIGYELEMBE VÉTELÉVEL A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN, 1992	286
F2.12. ÁBRA: A „FEHÉR”, A „FEKETE” JÖVEDELMEK A HIVATALOS BECSLÉSEKBEN ÉS AZ EMPIRIKUS ADATFELVÉTELEKBEN	292
F2.13. ÁBRA: A NEM LÁTHATÓ JÖVEDELMEK LEHETSÉGES ELOSZTÁSI MINTÁI	293

TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

1. TÁBLÁZAT: A JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK FŐBB MEGHATÁROZÓ TÉNYEZŐI.....	83
2. TÁBLÁZAT: AZ ÁTLAGOS HAVI EGY FŐRE JUTÓ JÖVEDELEM A HÁZTARTÁSFŐ TÁRSADALMI RÉTEGZÖDÉSI HELYE SZERINT, AZ ÖSSZES HÁZTARTÁS ÁTLAGÁNAK SZÁZALÉKÁBAN.....	91
3. TÁBLÁZAT: A LÉTMINIMUM ALATT ÉLŐK ARÁNYA A MEGFELELŐ NÉPESSÉGCSOPORTOKON BELÜL, 1977–1987 (%).....	91
4. TÁBLÁZAT: A REÁLBEREK ÉVES INDEXEI A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN, 1989–1995 (%).....	95
5. TÁBLÁZAT: EGY FŐRE JUTÓ NETTÓ JÖVEDELEM ALAPJÁN SZÁMÍTOTT EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN KÖZVETLENÜL A RENDSZERVÁLTÁST MEGELŐZŐEN (A KÜLÖNBÖZŐ PERCENTILISEKHEZ TARTOZÓ JÖVEDELMEK A MEDIÁN SZÁZALÉKÁBAN KIFEJEZVE).....	95
6. TÁBLÁZAT: A MAGYAR GAZDASÁG FONTOSABB MUTATÓI, 1991–2001.....	96
7. TÁBLÁZAT: AZ EGY FŐRE JUTÓ HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK SZEMÉLYEK KÖZÖTTI ELOSZLÁSÁNAK FONTOSABB EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓI MAGYARORSZÁGON, 1962–2001.....	98
8. TÁBLÁZAT: AZ EGYES DECILISEK RELATÍV POZÍCIÓ VÁLTOZÁSAI A GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS KÜLÖNBÖZŐ PERIÓDUSAIBAN, 1992–2000.....	106
9. TÁBLÁZAT: JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK ÖSSZEHASONLÍTÁSA A KÖZÉP-KELET-EURÓPAI ORSZÁGOK KÖZÖTT: PERCENTILIS ÉRTÉKEK A SZEMÉLYI EKVIVALENS MEDIÁN JÖVEDELEM SZÁZALÉKÁBAN (E=0,5) ÉS GINI-KOEFFICIENSEK.....	111
10. TÁBLÁZAT: AZ ALACSONY JÖVEDELMEKKEL RENDELKEZŐ HÁZTARTÁSOKBAN ÉLŐ EGYÉNEK, A TELJES NÉPESSÉG SZÁZALÉKÁBAN: 18 IPARI ORSZÁG, A 1990-ES ÉVEK ELEJÉN.....	113
11. TÁBLÁZAT: A SZEGÉNYSÉG INTENZITÁSÁNAK MUTATÓI MAGYARORSZÁGON A KILENCVENES ÉVEKBEN.....	115
12. TÁBLÁZAT: FOGLALKOZTATOTSÁGI ARÁNYOK A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN, 1989–1996 (%).....	118
13. TÁBLÁZAT: A TELJES NÉPESSÉG MEGOSZLÁSA AZ EGYES MUNKAERŐ-PIACI KATEGÓRIÁKBAN, 1998 MÁRCIUSI BECSLÉS.....	120
14. TÁBLÁZAT: A KÜLÖNBÖZŐ FOGLALKOZÁSI JELLEMZŐKKEL RENDELKEZŐ HÁZTARTÁSOKBAN ÉLŐ SZEMÉLYEK MEGOSZLÁSA, 1992–2001 (%).....	123
15. TÁBLÁZAT: KERESZTMETSZETI ÉS LONGITUDINÁLIS BÉRINDEXEK (MÁRCIUS, ELŐZŐ ÉV AZONOS IDŐSZAK=100).....	125
16. TÁBLÁZAT: KERESZETI EGYENLŐTLENSÉG AZ ÁTMENET ÉVEIBEN: GINI-EGYÜTTHATÓK.....	126
17. TÁBLÁZAT: BÉREGYENLETEK OLS-BECSLÉSE 1992–2000 ADATOKON.....	128
18. TÁBLÁZAT: A HÁZTARTÁSJÖVEDELEM ÖSSZETEVŐI A HÁZTARTÁSFŐ FOGLALKOZÁSI STÁTUSA SZERINTI CSOPORTOKBAN, MAGYARORSZÁG, 1995.....	133
19. TÁBLÁZAT: JÓLÉTI KÖZKIADÁSOK A GDP SZÁZALÉKÁBAN MAGYARORSZÁGON ÉS A VISEGRÁDI ORSZÁGOKBAN, 1992.....	137
20. TÁBLÁZAT: AZ EGYES JÖVEDELEMTÍPUSOK RÉSZESEDESE A HÁZTARTÁSOK ÖSSZES JÖVEDELMEIBEN 1992–1997 (%).....	140
21. TÁBLÁZAT: PIACI JÖVEDELMEKBEN ÉS EGYES FONTOSABB PÉNZBELI TÁMOGATÁSOKBAN RÉSZESEDŐ HÁZTARTÁSOK ARÁNYA A TELJES NÉPESSÉGBEN 1992–2001 (%).....	141
22. TÁBLÁZAT: A HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK EGYENLŐTLENSÉGEI 1992–2001, GINI-EGYÜTTHATÓK, (%).....	143
23. TÁBLÁZAT: AZ EGYES TÁRSADALMI JÖVEDELMEK ÉS AZ ÖSSZES HÁZTARTÁSI JÖVEDELEM KUMULÁLT MEGOSZLÁSA, A HÁZTARTÁSOK EKVIVALENS JÖVEDELMEI ALAPJÁN DEFINIÁLT JÖVEDELMI TIZEDEKBEN (%).....	148
24. TÁBLÁZAT: AZ EGYES TÁMOGATÁSOK SZEGÉNYSÉGCSÖKKENTŐ HATÁSA: AZ ADOTT TÁMOGATÁS NÉLKÜL KIALAKULÓ SZEGÉNYSÉGI RÁTA ARÁNYA A TÁMOGATÁS ESETÉN MEGLEVŐ SZEGÉNYSÉGI RÁTÁHOZ 1992–2000 (%).....	158
25. TÁBLÁZAT: JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉG ÉS RELATÍV JÖVEDELMI SZINT EGYES TÁRSADALMI CSOPORTOKON BELÜL, 1987-2001.....	162
26. TÁBLÁZAT: A TELJES JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉG TÉNYEZŐKRE BONTÁSA KÜLÖNBÖZŐ DIMENZIÓK SZERINT, 1987–2001.....	166
27. TÁBLÁZAT: AZ EGYENLŐTLENSÉG VÁLTOZÁSÁNAK TÉNYEZŐKRE BONTÁSA: 1987–2001.....	168
28. TÁBLÁZAT: A SZEMÉLYI EKVIVALENS JÖVEDELMEK EGYENLŐTLENSÉGE ÉS A RELATÍV JÖVEDELMI POZÍCIÓ VÁLTOZÁSA 1987 ÉS 2001 KÖZÖTT A HÁZTARTÁSFŐK ÉLETKORI ÉS ISKOLÁZOTSÁGI KOMBINÁCIÓIVAL JELLEMZETT HÁZTARTÁSOKBAN.....	170
29. TÁBLÁZAT: AZ EGYENLŐTLENSÉG NÖVEKEDÉSÉNEK TÉNYEZŐKRE BONTÁSA ÉS AZ EGYES DIMENZIÓK	

FONTOSSÁGA AZ 1987–2001 PERIÓDUSBAN ($\Delta\%MLD=58$ ESETÉN).....	174
30. TÁBLÁZAT: AZ EGYES JÖVEDELMI DECILISEKBE TARTOZÓ SZEMÉLYEK ÉLETKORI ÖSSZETÉTELE 1992-BEN ÉS 2000-BEN (%).....	176
31. TÁBLÁZAT: AZ ÉLETKORI CSOPORTOKBA TARTOZÓ SZEMÉLYEK MEGOSZLÁSA AZ EKVIVALENS JÖVEDELMI ÖTÖDÖKBEN (%).....	178
32. TÁBLÁZAT: A SZEGÉNYSÉGET BEFOLYÁSOLÓ ÉLETCIKLUS TÉNYEZŐK	178
33. TÁBLÁZAT: KÜLÖNBÖZŐ GYERMEKLETSZÁMÚ HÁZTARTÁSOKBAN ÉLŐ SZEMÉLYEK MEGOSZLÁSA AZ EGYES EKVIVALENS JÖVEDELMI ÖTÖDÖKBEN (%).....	180
34. TÁBLÁZAT: A KÜLÖNBÖZŐ ISKOLÁZOTTSÁGÚ HÁZTARTÁSFŐK HÁZTARTÁSAIBAN ÉLŐK ÖSSZETÉTELE ASZERINT, HOGY MELYIK JÖVEDELMI ÖTÖDÖKBE TARTOZNAK 1992-BEN ÉS 2000-BEN (%)	182
35. TÁBLÁZAT: AZ EGYES EGY FOGYASZTÁSI EGYSÉGRE JUTÓ JÖVEDELMEK ALAPJÁN KÉPZETT SZEMÉLYI DECILISEK ÖSSZETÉTELE A LAKÓHELY TELEPÜLÉSTÍPUSA SZERINT 2000-BEN (%).....	184
36. TÁBLÁZAT: A JÖVEDELEMELOSZLÁS MEGHATÁROZÓDÁSÁNAK MODELLEJE: OLS REGRESSZIÓS MODELLEK EREDMÉNYTÁBLÁI, 1992–2001	188
37. TÁBLÁZAT: A LEGALSÓ JÖVEDELMI ÖTÖDBE (A SZEGÉNYEK CSOPORTJÁBA) KERÜLÉS TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI MEGHATÁROZÓI: LOGISZTIKUS REGRESSZIÓS MODELLEK ESÉLYRÁTÁI, 1992–2001 ..	193
38. TÁBLÁZAT: A LEGFELSŐ JÖVEDELMI ÖTÖDBE KERÜLÉS TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI MEGHATÁROZÓI: LOGISZTIKUS REGRESSZIÓS MODELLEK ESÉLYRÁTÁI, 1992–2001	195
39. TÁBLÁZAT: AZ EGYES VÁLTOZÓK BEVONÁSÁNAK SORRENDJE ÉS A HOZZÁJUK TARTOZÓ KORRIGÁLT R^2 ÉRTÉKEK.....	199
40. TÁBLÁZAT: AZ EGYES TÉNYEZŐCSOPORTOK LÉPÉSENKÉNTI BEVONÁSÁVAL FELÉPÍTETT REGRESSZIÓS MODELLEK EREDMÉNYEI (REGRESSZIÓS β ÉRTÉKEK ÉS AZ EGYES MODELLEKHEZ TARTOZÓ STATISZTIKÁK)	201
F2.1. TÁBLÁZAT: A JÖVEDELMEK, A FOGYASZTÁS ÉS A KIADÁSOK EGYENLŐTLENSÉGEINEK ÖSSZEHASONLÍTÁSA: AZ ADOTT PERCENTILIS ÉRTÉKEK ARÁNYA A MEDIÁNHOZ, 1993	261
F2.2. TÁBLÁZAT: A HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK ÉS VAGYONI ÖSSZETEVŐK EGYENLŐTLENSÉGE 1994-BEN, GINI-KOEFFICIENSEK	262
F2.3. TÁBLÁZAT: A VÁLASZTOTT IDŐPERIÓDUS JELENTŐSÉGE A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK MÉRT NAGYSÁGA SZEMPONTJÁBÓL: EGYES JÖVEDELEM PERIÓDUSOKHOZ TARTOZÓ EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK, SZEMÉLYI MINTÁK.....	267
F2.4. TÁBLÁZAT: A VÁLASZTOTT IDŐPERIÓDUS JELENTŐSÉGE A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK MÉRT NAGYSÁGA SZEMPONTJÁBÓL: EGYES JÖVEDELEM PERIÓDUSOKHOZ TARTOZÓ EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓK, HÁZTARTÁSI MINTÁK.....	268
F2.5. TÁBLÁZAT: A SZEMÉLYES ÉS HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK EGYENLŐTLENSÉG-MUTATÓI KÜLÖNBÖZŐ VIZSGÁLATI EGYSÉGEKRE (EGYÉNEKRE ÉS HÁZTARTÁSOKRA) 1992-BEN	270
F2.6. TÁBLÁZAT: EKVIVALENCIA-SKÁLÁK ÉS A HOZZÁJUK TARTOZÓ ELASZTICITÁSOK	279
F2.7. TÁBLÁZAT: NÉHÁNY FONTOSABB EGYENLŐTLENSÉGI MUTATÓ MINTAVÉTELI HIBÁJÁNAK BECSLÉSE BOOTSTRAP ELJÁRÁS SEGÍTSÉGÉVEL (1999-ES EGY FOGYASZTÁSI EGYSÉGRE JUTÓ JÖVEDELMEK, $E=0,73$, $N=5440$ SZEMÉLY, EZERSZERES VISSZATEVÉSEK MINTAVÉTEL).....	289
F2.8. TÁBLÁZAT: A NEM REGISZTRÁLT JÖVEDELMEK BECSÜLT HATÁSA AZ EGY FŐRE JUTÓ HÁZTARTÁSI JÖVEDELMEK SZEMÉLYKÖZI ELOSZLÁSÁRA 1982-BEN MAGYARORSZÁGON	294
F2.9. TÁBLÁZAT: A MAGYAR HÁZTARTÁSOK MEGOSZLÁSA AZ EGY FŐRE SZÁMÍTOTT HÁZTARTÁS JÖVEDELEM CSOPORTJAIBAN.....	297
F2.10. TÁBLÁZAT: AZ EGYÉNEK SZÁZALÉKOS MEGOSZLÁSA A KÜLÖNBÖZŐ JÖVEDELEM-KÖZÉPÉRTÉK CSOPORTOKBAN	297
F2.11. TÁBLÁZAT: BEVÉTELI ÉS KIADÁSI PERCENTILISEK A KÖZÉPÉRTÉK HÁNYADÁBAN KIFEJEZVE MAGYARORSZÁGON, 1993-BAN	298
F3.3. TÁBLÁZAT: A TANULMÁNYBAN LEGINKÁBB EXTENZÍVEN HASZNÁLT ADATÁLLOMÁNYOK ALAPVETŐ JELLEMZŐI (SÚLYOZATLAN ADATOK).....	304

BEVEZETÉS

A disszertáció témája a jövedelemeloszlás alakulásának magyarázata. A témát az elmúlt években számos tanulmányban közelítettem meg. Most arra vállalkozom, hogy bemutatom a jövedelemeloszlás elméleteit, mérésének módszertani sajátosságait, és arra törekszem, hogy az empirikus tények elemzését egységes szerkezetben valósítsam meg. Arra is kísérletet teszek, hogy elméleti alapon próbáljam meg magyarázni a jövedelemeloszlás elmúlt évtizedben megfigyelhető trendjeinek alakulását.

A jövedelemeloszlás és a szegénység magyarországi alakulásáról nagy számban születtek tanulmányok az elmúlt időszakban. Anélkül, hogy akár csak kísérletet is tennénk a részletes áttekintésre, néhány tanulmány felsorolásával érdemes illusztrálni a gazdag irodalmat. A jövedelemeloszlás, a munkaerőpiac és a szegénység dinamikáját számos tanulmány vizsgálta. (Andorka [1992], Andorka–Spéder [1996], Andorka–Spéder–Tóth [1995], Ferge [1996], Galasi [1995a, 1995b, 1998b]; Kattuman–Redmond [1997], Spéder [1998, 2000a, 2002], Szivós [1994a, 1994b], Tóth–Andorka–Förster–Spéder [1994], KSH [1998, 1999], Kolosi–Sági [1996], Kolosi [2000]). Az átmenet előtti időszakra vonatkozóan kimerítő áttekintést lehet kapni például Andorka [1989, 1994], Fábíán [1995a, 1995b, 1995c], Ferge [1979, 1986, 1989], Szalai [1990] alapján. A magyar fejleményeket nemzetközi kontextusban mutatja be Andorka–Ferge–Tóth [1997], Atkinson–Micklewright [1992], EBRD [1996], Ferge [1991], Flemming–Micklewright [1999], Förster–Tóth [1997a, 1997b], Förster–Szivós–Tóth [1999], Milanovic [1998], OECD [1994], UNICEF [1993, 1994, 1995, 1997, 1999], World Bank [1996]. Német és magyar összehasonlításban Habich–Spéder [1998], az Egyesült Királysággal összehasonlítva Collins–Redmond [1997], Pudney [1994], Kattuman–Redmond [1997] áll a rendelkezésre. A jóléti rendszerek és azok jövedelemeloszlásra gyakorolt hatása számos nemzeti tanulmány és nemzetközi összehasonlítás témája volt. (Andorka *et al.*, 1992; Andorka–Tóth [1992], Andorka–Kondratas–Tóth [1995], Ferge [1991, 1994, 1995], Ferge *et al.* [1995], Förster [2000], Gábos [1996], Kessides *et al.* [1991], Kornai [1992a], OECD [1995a], Tóth [1994b, 1994d], World Bank [1995, 1996, 2000a, 2000b]) Az alapvető statisztikai adatforrások és kutatási programok közé tartoznak a KSH jövedelemfelvételei, (KSH [1988, 1998], Havasi *et al.* [szerk., 2000]), a háztartási költségvetés-felvételek, (előbb minden második évben, majd az utóbbi időben évente), az átalakulás társadalmi következményeivel foglalkozó „The Social

Consequences of the Transition” (SOCO) program (Ferge *et al.* [1995]). A Magyar Háztartás Panel vizsgálat sorozata (Sik–Tóth [szerk., 1992, 1993, 1996, 1997, 1998]; Tóth [szerk., 1994]), valamint a TÁRKI Háztartás Monitor Vizsgálat sorozata (Szivós–Tóth [szerk., 1998, 1999, 2000, 2001]).

E viszonylag gazdag irodalomnak köszönhetően számos szisztematikus empirikus ismerettel rendelkezünk a magyarországi jövedelemeloszlásról.

- A tanulmányok egyetértenek abban, hogy a demokratikus átmenet és a gazdasági rendszerváltozás a jövedelmi egyenlőtlenségek jelentős növekedésével járt. Az egyenlőtlenségek növekedése azonban nem a kilencvenes évek fordulóján kezdődött, hanem az a nyolcvanas évek eleje óta tart, a kilencvenes évek elején a gazdasági visszaesés sokkjának következtében megugrott, majd lényegében stagnálást mutatnak az egyenlőtlenségi mérőszámok.
- Számos empirikus bizonyítékunk van arra is, hogy az egyenlőtlenségek nagysága Magyarországon kezdetben nem volt és később sem vált kiugróan magassá az európai országokban mérthez képest sem, és különösképpen nem a tőlünk keletre levő országokhoz képest.
- A jövedelemeloszlás belső szerkezetének változását hosszabb ideig a középosztályok relatív jövedelmi pozíciójának süllyedése jellemezte. Számos elemzés mutatott rá arra, hogy a jövedelemeloszláson belül az egyenlőtlenségek növekedését inkább a felső és a középrétegek közötti távolság növekedése okozta, és nem annyira a középrétegek és a szegények közötti távolság növekedése, bár mások az utóbbira helyezték a hangsúlyt.
- A részletesebb vizsgálatok és longitudinális elemzések megmutatták azt is, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedését jelentős belső mozgás és átrendeződés kísérte. Ez azt jelenti, hogy munkaerő-piaci átmenet egyben jelentős fel-le „liftezést” is eredményezett a különböző jövedelmi csoportok között. Ez a fajta „társadalmi páternoszter” jelenség a kilencvenes évek második felében valószínűleg alábbhagyott.
- Az egyenlőtlenségi rendszerben elfoglalt helyet számos makro tényező (privatizáció, foglalkoztatottság esése, infláció, kereskedelmi átrendeződés) mellett a társadalmi és egyéni meghatározottságok (kor, nem, lakhely, etnikum stb.)

valamint egyéni erőforrások és erőfeszítések (iskolázottság, egészség, társadalmi tőke, kapcsolati tőke stb.) is befolyásolták.

A rendelkezésre álló ismeretek gazdagsága ellenére nagyon kevés olyan elemzéssel lehet találkozni, amelyek elméleti általánosításokat igyekeznének megfogalmazni az átmenet és az egyenlőtlenségek magyarázatára. Kifejezetten Magyarországra vonatkozóan nincs is ilyen. Ebben a kontextusban azt nevezném elméleti igényű explikációs kísérleteknek, ha bemutatásra kerül valamilyen általános, a szereplők viselkedésére vonatkozó alapfeltevésekre alapuló modell, amelyet igazolni vagy cáfolni lehet, és amelynek van valamiféle prediktív ereje a jövőben lehetségesen bekövetkező állapotokra vonatkozóan. A jövedelemeloszlás kontextusában tehát egy olyan elméletet keresünk, amely magyarázni képes az egyenlőtlenségek alakulásának dinamikáját, majd a magyarázat alapján *ceteris paribus* érvényes predikciókat fogalmaz meg, vagy efféle predikciók megfogalmazására teremt lehetőséget. Ez a tanulmány első lépés ebben a folyamatban: szisztematikusan összegyűjti az eddigi eredményeket és igyekszik őket egységes keretbe helyezni.

A tanulmány első fejezete részletesen áttekinti a jövedelemeloszlás pozitív és normatív elméleti irodalmát. A szisztematikus áttekintésre két okból is szükség van. Egyfelől a rendszerváltás gyors tempója és az elemzők ennek megfelelő sietsége nem tette lehetővé, hogy a jövedelemeloszlással kapcsolatos írások erre a szisztematikus áttekintésre sort kerítsenek. Ilyen értelemben tehát a rendszerezett áttekintés egyben a hiányokat is igyekszik pótolni. Másfelől pedig a fontosabb elméleti állítások felsorolására azért is szükség van, hogy a tanulmány későbbi részeiben mód nyíljon az elméletek tesztelésére is.

A tanulmány második fejezetét a mérés módszertani problémáinak szenteltem. Ebben a fejezetben látszólag nagyon száraz témákkal (a különböző egyenlőtlenségi mutatók tartalmával) foglalkozom. Hamarosan világossá válik azonban, hogy még az egyszerű statisztikai elemzések során sem lehet elkerülni azt, hogy az alkalmazott eszközök normatív implikációit tisztázzuk.

A harmadik fejezet utal a jövedelemeloszlás magyarországi trendjeivel kapcsolatos ismeretek gazdagságára, de rámutat néhány hiányosságra is. Ezután az átmenet magyarázatára vonatkozó elméleti irodalmakat tekintem át, majd elemzési tervet mutatok be és hipotéziseket fogalmazok meg a jövedelemeloszlást meghatározó

tényezők egyes elemeinek hatásaira vonatkozóan. A dolgozat hátralevő része ezeket a hipotéziseket teszteli, árnyalja, finomítja.

A tanulmány a jövedelemeloszlás meghatározódásával és időbeli változásával foglalkozik. Ezen belül kiemelten vizsgálja a jövedelemeloszlás egyes szegmenseit: külön fejezetekben vizsgálja a szegénység, a középrétegek és a magas jövedelműek helyzetét és összetételét. Úgy vélem, a jövedelemeloszlás egészének vizsgálatával jobban meg lehet érteni a szegénységet és a gazdagságot is, mintha csak az eloszlás valamelyik szélére koncentrálnánk.

A disszertáció kutatási kérdései három csoportban foglalhatók össze:

Mekkora? Mekkora volt a jövedelemegyenlőtlenség és a szegénység mértéke a rendszerváltás előtt? Mekkora lett a kilencvenes évek végére? Mekkora a magyarországi egyenlőtlenségek nemzetközi összehasonlításban, a közvetlen szomszédokhoz és a legfejlettebb OECD-országokhoz viszonyítva?

Miért? Miért nőttek nagyobb mértékben az egyenlőtlenségek a rendszerváltás egyik szakaszában, és miért nőttek kisebb mértékben egy másik periódusban? Melyek voltak azok a tényezők, amelyek a növekedés, és melyek, amelyek a csökkenés irányába hatottak?

Kik? Hogyan érintette az egyes társadalmi csoportokat az átalakulás? Kik kerültek kedvezőbb és kik kedvezőtlenebb pozícióba? Milyen tényezők szükségesek ahhoz, hogy valakik a jövedelemeloszlás felsőbb régióiba kerüljenek, és milyen társadalmi jellemzőkkel írhatók körül azok a csoportok, akik szegények lesznek?

A tanulmány elemzési logikája arra épül, hogy a jövedelemegyenlőtlenségeknek és a szegénységnek két főbb meghatározó tényezője van. Az egyik a munkaerő-piaci átalakulás, a másik pedig a szociálpolitika, azaz állami újraelosztás változása. A munkaerő-piaci alkalmazkodás egyfelől a foglalkoztatási esélyek polarizációját vonja maga után, másfelől pedig a munkaerőpiacon bennmaradni képesek körében alakul át a bérek és keresetek relatív nagysága és szóródása. A szociálpolitika a jövedelmeket az állami költségvetésen keresztül vertikálisan (a magasabb jövedelmekkel rendelkezők és az alacsony jövedelműek között) és horizontálisan (a különböző társadalmi-demográfiai csoportok, pl. gyermekesek és gyermeketlenek, idősek és fiatalok, egészségesek és betegek között) átcsoportosítja, így jelentős szerepe lehet az egyenlőtlenségek csökkentésében vagy éppen növelésében. E két tényezőcsoporton kívül az

egyenlőtlenségek alakulását megszabhatják a demográfiai folyamatok (a generációs arányok eltolódása, a háztartások létszámának változása, illetve a családon belüli foglalkoztatottsági minták átalakulása), valamint az iskolázottsági szerkezet és az iskolázottság iránti kereslet változásának hatása (képzettség szerinti foglalkoztatottsági polarizáció, új, magas képzettséget igénylő ágazatok megjelenése és a különböző oktatási szintek megtérülési rátájának változása).

A dolgozat témája számos szűkítés után alakult ki. Ezek közül a legfontosabb magának a jövedelemnek a középpontba állítása. Tisztában vagyok vele, hogy a társadalmi egyenlőtlenségek alakulása csak részben ragadható meg a jövedelmek vizsgálata révén. Az emberek közötti egyenlőtlenségeket számos nem jövedelmi elem (természetbeli társadalmi jövedelmek, foglalkozási esélyek, hatalmi viszonyok szimbolikus javak stb.) határozzák meg. Ráadásul ezeknek a tényezőknek az egymáshoz viszonyított szerepe időben változik, magyarázó erejük csökkenhet vagy növekedhet. Mindazonáltal azt gondolom, hogy célszerű a szűkítés, hiszen a jövedelemeloszlás témájának önmagában is annyi ága-boga van, amit alaposan meg kell vizsgálni, egy fogalmi kiterjesztés szétfeszítette volna a dolgozat így is elég tág kereteit.

A dolgozatot két terjedelmes módszertani függelék egészíti ki. Az első a jövedelemegyenlőtlenségi mutatókat rendszerezi, a második pedig azokat a konceptuális és operacionalizálási problémákat tekinti át, amelyek miatt mindig nagyfokú óvatossággal kell interpretálnunk az empirikus eredményeket.

A dolgozat megírásához kapott segítségért kiemelt köszönettel tartozom számos kedves kollégámnak, szerzőtársamnak és barátomnak. Mindenekelőtt Andorka Rudolfnak, aki az egyetemen tanárom, első munkahelyemen mesterem, majd szerzőtársam és atyai jóbarátom is lett. Fájdalom, hogy sem neki, sem két másik kedves tanáromnak, Bertalan Lászlónak és Csontos Lászlónak nem tudom már ezt a dolgozatot megmutatni. Külön köszönet jár több olyan szerzőtársamnak, akikkel számos cikket írtunk együtt, amiknek az eredményei az itt következő oldalakon is megjelennek: Michael F. Förstert, Spéder Zsoltot és Szivós Pétert mindenképpen ki kell emelnem. Hálás vagyok kollégáimnak a TÁRKI-ban. A velük folytatott közös munka és szakmai beszélgetések mind sokat segítettek. Nagyon sokat tanultam Kolosi Tamástól, aki amellet, hogy a TÁRKI szakmai közösségének kialakítója, e tanulmány megírását folyamatos noszogatással, szakmai tanácsokkal és mint első olvasó, alapos kritikákkal segítette elő. Nagy Ildikónak és Pallagi Ilonának a dolgozat szerkesztésében és olvashatóvá tételében

nyújtott segítségét köszönöm. Legnagyobb mértékben azonban családomnak tartozom hálával, akik az elmúlt években számos alkalommal voltak kénytelenek elviselni, hogy nem velük, hanem e dolgozattal voltam elfoglalva.

I. RÉSZ

1. FEJEZET: A JÖVEDELEMELOSZTLÁS MEGHATÁROZÓDÁSA: POZITÍV ÉS NORMATÍV ELMÉLETEK

Az elméleti irodalom kétféle értelemben beszél a jövedelemeloszlásról. Az egyik esetben a különféle **termelési tényezők** (munka, tőke és a föld) közötti jövedelemmegoszlás a téma (*factorial distribution of incomes*). A másik esetben a jövedelmek **személyek** (háztartások vagy más kisebb vagy nagyobb népességcsoportok) közötti eloszlását vizsgáljuk.

Ennek a tanulmánynak a személyek közötti jövedelemeloszlás magyarországi alakulása a témája. Csak a legszükségesebb mértékben lesz szó a jövedelmek termelési tényezők (föld, munka és tőke) közötti megoszlásáról, még akkor is, ha a közgazdasági és szociológiai irodalom (különösen a klasszikus és neoklasszikus irodalom) hosszú ideig inkább ezzel volt elfoglalva.¹ A termelési tényezők közötti jövedelemeloszlás érvényessége minden bizonnyal csökkent az idők folyamán. Több érv is szól emellett. Az egyének és háztartások egyre nagyobb hányadának jövedelmi szerkezetében keverednek a munka, a tőke és a föld hasznosításából származó jövedelmek. Mindenekelőtt a munka és a tőke jövedelmek portfóliója vált egyre bonyolultabbá a múlt század második felében. Ezzel párhuzamosan a termelési tényezőkhöz kötődő társadalomszerkezet is egyre kevésbé tűnik relevánsnak a modern társadalmakban. Az osztályjellegű, a termelőeszközökhöz való viszony által meghatározott megosztottságot egyre inkább felváltja a stratifikációs terminusokkal leírható társadalomszerkezet, a század második felében a fogyasztási minták és az állami újraelosztáshoz való viszony jelöli ki a társadalom szerkezeti alkotóelemeit.²

¹ A jövedelemeloszlás klasszikus elméletei David Ricardo, Adam Smith és Karl Marx nevéhez fűződnek. Rövid összefoglalót ad Pivetti, M. [1987]. Keynes és a nevéhez fűződő cambridge-i iskola (J. E. Meade, N. Kaldor, L. L. Pasinetti) elméleteiről rövid áttekintést ad Baranzini [1987]. A marxista elméletekről szóló áttekintést Gordonnál [1987] lehet megtalálni. Ez utóbbi elmélet szociológiai vonatkozásairól lásd Wright, E. O. [1987]. A jövedelemeloszlás összes fontosabb elméletei között a legfrissebb és legátfogóbb idegenvezetést Atkinson és Bourguignon [szerk., 2000] adja. Arról az időszakról, amikor a közgazdasági elemzés az eloszlás problémáját másodlagosnak tekintette (amikor a jövedelemeloszlás elmélete Atkinson szerint „kinn volt a hidegben” (Atkinson [1997]) és elsősorban csak a fejlődés gazdaságtan irodalma foglalkozott vele, szintén jó áttekintést ad Adelman, I. és Robinson, S. [1989].

² A társadalomszerkezeti irodalom áttekintéséhez Andorka, Hradil és Peschar [szerk., 1996], valamint Angelusz [szerk., 1999] mutatja be a releváns elméleteket. Magyarországon hasonló elemzéseket mutat

Döntésemet, hogy nem térek ki a tényezők közötti jövedelemeloszlás elméleteire, az elemzők ezzel kapcsolatos értékítéletei is visszaigazolják. Atkinson és Bourguignon szerint indokolt a személyek közötti jövedelemeloszlás felé fordulnunk akkor, ha a munka, a tőke és a föld, valamint az ezekhez tartozó társadalomszerkezeti koncepciók egyszerűen elvesztették empirikus relevanciájukat, hiszen az egyes gazdasági egységek jövedelmi szerkezetében az ezekből a tényezőkből származó jövedelmek teljesen össze vannak keveredve, és ma már sokkal inkább az egyes csoportokon belüli variancia magyarázatára van szükség. (Atkinson–Bourguignon [2000]) Mások arra hívják fel a figyelmet, hogy a tényezők közötti jövedelemeloszlás elméleteinek társadalompolitikai érvényessége is korlátozott, hiszen nagyon nehézkes társadalompolitikai stratégiát rendelni a belőlük levonható következtetésekhez. (Adelman–Robinson [1989])

Személyek közötti jövedelemeloszlás alatt azt értjük, hogy a társadalom különböző gazdaságilag értelmezhető egységei (egyének, családok, háztartások, kisebb közösségek, államok stb.) között milyen mértékben oszlanak meg a szó szűkebb és tágabb értelmében definiált (például a vagyon nem látható hozamát vagy a nem pénzbéli támogatásokat is magukban foglaló) jövedelmek.

Ebben a fejezetben több olyan elméletet ismertetek, amelyek közvetlenül igyekeznek magyarázni a jövedelmek eloszlását. Noha a közgazdasági és a szociológiai teóriákban egyaránt centrális téma a jövedelemeloszlás, mégis viszonylag kevés azoknak a koherens elméleteknek a száma, amelyek azt tűzik ki célul, hogy a létező jövedelmi különbségek nagyságát vagy az eloszlás alakját magyarázzák. Lényegében efféle adósságok említésével indulnak az elméleti áttekintések mindkét tudományterületen. (Atkinson–Bourguignon [szerk., 2000], Shanahan–Tuma [1994])

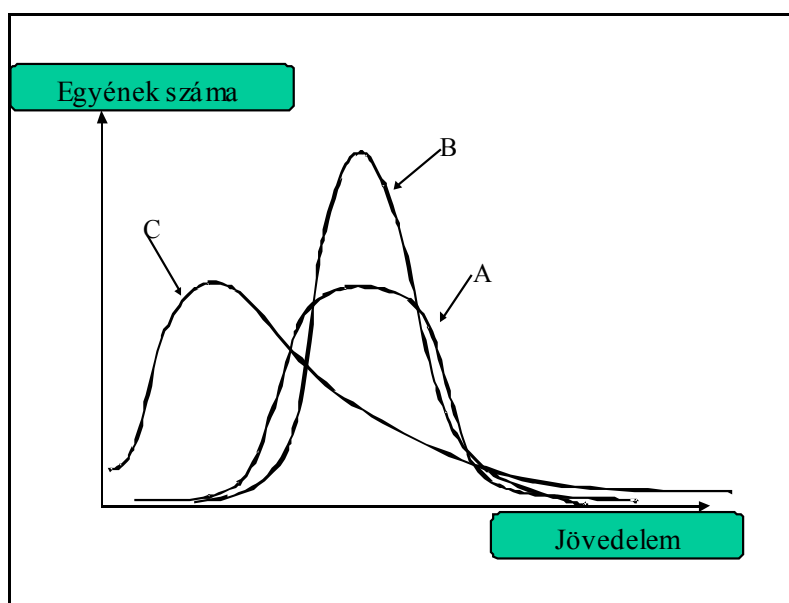
A tanulmányban előbb azokat az elméleteket tekintem át, amelyek közvetlenül magyarázzák a jövedelmek személyek közötti eloszlásának az alakját. Ezután azokat a parciális magyarázatokat tekintjük át, amelyek egy-egy jövedelemtípus vagy egy-egy jövedelem-meghatározódási folyamat magyarázatát adják. Ezt követi a gazdasági és a demográfiai szerkezet, valamint a jövedelemeloszlás közötti kapcsolat vizsgálata. Végezetül a jövedelemeloszlás és a gazdasági növekedés kapcsolatának néhány újabb keletű elméletét ismertetem.

be újabban Fábán, Róbert és Szivós [1998], valamint Fábán, Kolosi és Róbert [1999, 2000].

1.1. A személyek közötti jövedelemeloszlás meghatározódásának elméletei

A 1. ábra három hipotetikus jövedelemeloszlást mutat be. Az „A” görbe a normális eloszlás harang görbéjére emlékeztet. Ilyen alakú lenne az eloszlási görbe, ha a jövedelmek véletlenszerűen határozódnának meg a társadalom tagjai között. A normális eloszlás azonban távolról sem tekinthető egyenlő eloszlásnak. A jövedelmek normális eloszlása esetén is számosan vannak, akiknek a jövedelme, felfelé vagy lefelé, lényegesen eltér a középértéktől. A „B” görbe egy ennél lényegesen egyenlőbb eloszlási mintát mutat. Ebben az esetben sokkal többen vannak azok, akiknek a jövedelme megegyezik a középértékkel, vagy ahhoz közel áll. Végezetül a „C” görbe egy jobbra elnyúló, balra tömörülő eloszlást mutat. Ilyen eloszlás esetén azok vannak sokan, akiknek viszonylag alacsonyabb a jövedelmük, és jóval kevesebben vannak azok, akik lényegesen a középérték fölötti jövedelemmel rendelkeznek. Ez utóbbi görbe hasonlít leginkább azokhoz a jövedelemeloszlásokhoz, amelyeket a valóságban is meg lehet figyelni.

1. ábra: Hipotetikus jövedelemeloszlások



A jövedelemeloszlás meghatározódásának pozitív elméletei lényegében arra keresik a választ, hogy miért hasonlítanak az empirikus eloszlások inkább a „C” mintához, ahelyett, hogy az „A”-hoz hasonlítanának. A jövedelemeloszlás egalitáriánus szemléletű, normatív elméletei pedig inkább azt szeretnék vizsgálni, hogy miképpen

lehetne hasonlatossá tenni az empirikus eloszlásokat egy egyenlőbb, inkább a „B” eloszláshoz hasonló mintához.

A jövedelmek eloszlásának empirikusan megfigyelt jobbra elnyúló (vagy másképpen balra sűrűsödő) mintájára először talán Pareto híres „**általános jövedelemeloszlási törvénye**” hívta fel a figyelmet. Ő, több évszázadot átívelő jövedelemeloszlási statisztikák áttanulmányozása után rögzítette, hogy a személyek közötti jövedelemeloszlás egy egyszerű képlettel leírható, ami szerint a jövedelemeloszlás alakja mindig egy viszonylag egyszerű paraméterrel leírható, lognormális eloszlást fog követni.³ Pareto következtetése tulajdonképpen meglehetősen kiábrándító és elkedvetlenítő. Ha ugyanis az általa leírt megállapításokat valóban általános törvény rangjára lehet emelni, akkor a jövedelemeloszlás alakja nem változtatható, hiába minden erre irányuló erőfeszítés.⁴

A **jövedelemeloszlás ún. sztochasztikus elméletei** szintén abból indulnak ki, hogy a jövedelmek eloszlása sajátos mintát mutat, és ez a minta kialakulhat nagyszámú véletlen hatások eredményeképpen is.⁵ Kiindulási pontjuk a következő: ha veszünk egy tetszőleges jövedelemeloszlást, amit adott m átlag és v szórás jellemez, és utána engedjük, hogy a teljes véletlen szabályai szerint növekedjenek, egymástól és korábbi nagyságuktól függetlenül, az eloszlás egyéneinek a jövedelmei, akkor Gibrat modellje szerint a jövedelemeloszlás idővel a normálishoz fog közelíteni. Ha a szóban forgó mechanizmust a jövedelmek logaritmusára alkalmazzuk, akkor a végeredményképpen létrejövő eloszlás a lognormális eloszlást fogja közelíteni. Ezek az elméletek érdekesek lehetnek akkor, ha a jövedelmek sűrűségfüggvényeinek általános jellemzőit vizsgáljuk, és nem érdeklődünk különösképpen az egyes egyénnel kapcsolatos konkrét

³ Pareto képlete szerint $\ln N = \ln A - \alpha \ln y$, ahol y egy adott jövedelmi szintet jelöl, N pedig azoknak az egyéneknek a száma, akik e jövedelmi szint fölötti nagyságú jövedelmekkel rendelkeznek. (Ezt a megfogalmazást Shorrocks-tól [1987] vettem át.) Az általa talált α meredekségi együttható megközelítőleg mindig 1,5 volt.

⁴ A jövedelemeloszlás alakjának matematikai leírására mások is tettek javaslatokat. Gini például az $N_y = BY^\beta$ alakot javasolta, ahol N_y azoknak a mérési egységeknek a száma, amelyek legalább a tetszőlegesen kiválasztott y jövedelemmel rendelkeznek, B egy, a mérés alapegységeivel kapcsolatos konstans, Y a legalább az adott y jövedelemszint feletti jövedelmek összege, β pedig egy, a jövedelemeloszlást jellemző paraméter. Világos, hogy ez a formula és a Pareto által használt megfogalmazás ugyanannak a jelenségnek két különböző prezentációja. J. van der Wijk egy ennél egyszerűbb függvényt javasolt. Eszerint $Y/N_y = \gamma y$, ahol γ a jövedelemeloszlást jellemző paraméter. Eszerint tehát egy adott y jövedelem fölött levő jövedelmek átlaga arányosan növekszik a kiválasztott y jövedelmi szinttel. (Pen [1971, pp. 237–238])

⁵ Röviden Atkinson és Bourguignon [2000], részletesebben Neal és Rosen [1998] ad áttekintést a sztochasztikus elméletekről.

események, siker és kudarc iránt, amelyeket véletlennek tekinthetünk.⁶ Ha viszont ennél többre vagyunk kíváncsiak, akkor a sztochasztikus elméletek szintén meglehetősen elkedvetlenítőek, hiszen hosszas erőfeszítések után is aligha tudnánk hipotézist megfogalmazni segítségükkel egy konkrét jövedelemeloszlás alakjának változására vonatkozóan, pláne akkor nem, ha valódi, döntéseken alapuló viselkedési modellt szeretnénk magyarázatképpen felállítani. Roy [1950] elmélete arra épít, hogy a jövedelmek szintkülönbségei számos emberi tulajdonsággal függhetnek össze, amelyek a népességben normális eloszlást követnek. Amikor azonban a személyek szintjén ezek a képességek összekapcsolódnak, akkor a közöttük levő viszony nem additív, hanem multiplikatív lesz. Ezáltal a különböző, egyébként normális eloszlású jellemzők együttes hatása lognormális eloszlást fog mutatni.⁷

A jövedelemeloszlásra vonatkozóan az elméleti rendszerek felépítését illetően nagyon markánsan eltérő két makroszociológiai irányzat a funkcionalizmus és a konfliktuselmélet. A **funkcionalizmus** (Davis és Moore, klasszikus 1945-ös cikke nyomán⁸) abból indul ki, hogy a társadalmak hatékony működésének igénye kitermel bizonyos pozíciókat, amelyek funkcionálisan fontosabbak, mint mások. Ezeknek a funkcionálisan fontos pozícióknak a betöltése olyan készségeket és képességeket tételez fel, amelyekkel az adott társadalomban csak korlátozott számú egyén rendelkezik, vagy képes elsajátítani. A megkülönböztetett fontosságú képességek elsajátítása erőfeszítéseket igényel, amelyeket a társadalom eltérő mértékű javadalmazással tud kompenzálni. A jövedelmek egyenlőtlen elosztása ennél fogva funkcionális szükség-szerűség a társadalmak normális működése szempontjából. A funkcionalizmus elmélete tehát lefordítható egyfajta keresleti-kínálati elemzésre, amiben az egyensúly végül is a potenciális pozícióbetöltők kínálata és a társadalmi jutalmak által megjelenített kereslet együttjátéka révén alakul ki. (Grandjean, 1999)

A marxista alapon mozgó **konfliktuselmélet** jövedelemmeghatározódási elmélete szerint (Wright, 1979, 1999) a társadalom, mindenekelőtt a kapitalista társadalom osztálytagolódásának legfontosabb oka és jellemzője a tulajdonon alapuló kizsákmányolás. Az osztálytársadalmak legfontosabb társadalmi aktorai a termelőeszközök birtokosai és a termelőeszközökkel nem rendelkező, de azokat a tulajdonosok érdekében

⁶ Legalábbis ezt hangsúlyozza a szóban forgó elméletekkel kapcsolatban A. Shorrocks [1987].

⁷ Roy modelljét ismerteti például Pen [1971 p. 250], Mincer [1970], Neal és Rosen [1998].

⁸ Magyarul Davis és Moore [1999]. A két irányzat közötti vitához kimerítő szöveggyűjteményt ad Angelusz [1999].

és javára működtető bémunkások. Az elmélet szerint a jövedelmek meghatározódását az osztálystruktúra milyensége és az egyes osztályok között fennálló kizsákmányolási relációk szabják meg.

Elismerve azt, hogy a megértés tekintetében mindkét elméleti iránynak komoly heurisztikus értéke van, nem térhetünk ki az elől, hogy az operacionalizálhatóság tekintetében mindkét elméletnek komoly gondjai is vannak. Különösképpen felszínre kerülhetnek ezek a gondok a gazdasági rendszerváltás, a szocializmusból a kapitalizmusba történő átmenet időszakában. A funkcionalizmus esetében nyilvánvalóan a funkcionálisan ekvivalens alternatívák beazonosítása és elkülönítése okozhat gondokat, a kizsákmányoláson alapuló elmélet számára pedig a tulajdonviszonyok sokrétűsége, differenciálódása, széttöredezettsége és teljes újrendeződésének operacionalizálása okozhat komoly fejtörést az elmélet képviselőinek.

A továbbiakban számos kisebb igényű közpszintű elméletet is áttekintünk, mielőtt az átmenetre vonatkozó hipotézisekre térünk át.

Az **emberi tőke elmélete** az eddigiekhez képest lényegesen több teret ad az emberi döntéseknek, a racionális kalkulushoz. Modelljében Mincer [1958] abból indul ki, hogy az egyes foglalkozások betöltéséhez eltérő mértékű képzettség megszerzésére van szükség és az egyéneknek aktív éveiket meg kell osztaniuk a tanulás és a kereső időszak között. Mivel a tanulási időszak jövedelemkieséssel, valamint közvetlen tanulási költségekkel jár, a hosszabb ideig az oktatásban maradók az tudja kompenzálni, ha kereső korukban várható jövedelmek jelenértéke eléri annak a jövedelem nagyságnak a jelenértékét, amit akkor érnének el, ha azonnal munkába állnának.⁹

A modell szerint a hosszabb és rövidebb ideig tanulók közötti kereseti arány úgy alakul, hogy aki hosszabb ideig tanul, annak magasabbak lesznek a keresetei, az arány a

⁹ A jelenérték számítás szabályai szerint tehát: $V_n = a_n \sum_{t=n+1}^l (1/(1+r))^t$ és $V_{n-d} = a_{n-d} \sum_{t=n-d+1}^l (1/(1+r))^t$, ahol l = a tanulással és munkával töltött karrier teljes hossza, a_n = az n évig tanuló egyének éves keresete, V_n = az életkereseteiknek az oktatás kezdetére számított jelenértéke, r = a jövőbeni keresetek leszámítolási kamatlába, d = a két lehetséges életpálya esetén oktatással töltött évek közötti különbség. Az éves keresetek arányait akkor kapjuk meg, ha a $V_n = V_{n-d}$ egyenletet a_n/a_{n-d} -re megoldjuk. Mincer egyenleteinek megoldása azt mutatja, hogy $K_{n, n-d} = a_n/a_{n-d}$ nagyobb, mint egy, továbbá r -nek pozitív, l -nek pedig negatív függvénye. Az alapvető kérdésre, tehát arra, hogy miért tér el a jövedelmek eloszlása a normálistól, a k szorzótényező adja meg Mincernél a választ. A képzés normális eloszlása mellett akkor is lognormális jövedelemeloszlás fog kialakulni, ha k a képzés időtartama során konstans. Mincer modelljéből azonban az következik, hogy k a képzés tartamával növekszik, ami azt implikálja, hogy még a jövedelmek logaritmus is jobbra elnyújtott elosztási mintát fog mutatni. Tovább erősíti a modell predikcióit, ha lazítjuk a szereplők teljesen azonos induló képességeire vonatkozó feltételezést. A jobb képességük például valószínűleg tovább maradnak benn az oktatási rendszerben, hiszen számukra a tanulás költségei relatíve kisebbek lesznek.

leszámítolási kamatláb pozitív függvénye, tehát a két tanulás/kereset kombinációt jelentő életpálya közti kereseti arányok annál nagyobbak, minél nagyobb a leszámítolási kamatláb, vagyis minél nagyobb a tanulás miatti haszonáldozat. A kereseti arány egyben a teljes karrier hosszának negatív függvénye, tehát a különbség annál nagyobb, minél rövidebb a munkával tölthető idő, hiszen annál rövidebb időre lehet szétteríteni a tanulási költségeket.

Az emberi tőke elméletéből az következik, hogy a keresetek az életpálya során egy fordított U alakot fognak formázni. Az U emelkedő szárának meredeksége nagyobb lesz a később kezdődő, hosszabb tanulást igénylő állásokban, mint a korábban elkezdett, alacsonyabb képzettséget igénylő munka-karrieres esetében. Ezek szerint a jövedelemeloszlás vizsgálata során azt fogjuk tapasztalni, hogy mivel a magasabb képzettséget igénylő foglalkozások kor–kereseti profilja meredekebb, ezekben a foglalkozásokban a keresetek belső szórása nagyobb lesz, mint az alacsonyabb képzettséget igénylő foglalkozásokban, és az életkor előre haladtával az egyes kohorszokon belül is növekszik a „foglalkozási mixhez” tartozó keresetek szóródása.

A modell pontosításai többek között a *kamatláb* meghatározásának módját, az iskoláztatás ún. *belső megtérülési rátáinak* kiszámítását és más tényezőket érintettek. Arra a kérdésre, hogy mitől van az, hogy egyesek hosszabb ideig, mások pedig rövidebb ideig vesznek részt a kötelező oktatás után is az iskolarendszerben, implikálva aztán a magasabb kereseteket és a meredekebben emelkedő kor–kereseti profilokat, számos szociológiai érvényességű magyarázatot lelhetünk fel az irodalomban.¹⁰ Először is, mivel az iskolázottság hosszának növekedése a költségek növekedésével jár, és ezek minél magasabbak, annál kevésbé valószínű, hogy pusztán megtakarításokból finanszírozható lesz az egyének számára a felsőfokú képzés. Innentől a vagyonok eredeti megoszlása, valamint a hitelpiacok fogják segíteni vagy korlátozni a továbbtanulási esélyeket. Másodsorban az egyének tanulási képességei is fontos meghatározói az iskoláztatási periódus hosszának. A jobb öröklött képességekkel rendelkező egyének számára ugyanis magasabb lesz a belső megtérülési ráta. Harmadsorban, ha azt vizsgáljuk, hogy a kereseteket milyen mértékben határozza meg az emberi tőke beruházás, és milyen mértékben a családi háttér, akkor világossá válik, hogy a családi háttérnek önálló szerepe van. Mi több, az empirikus többváltozós elemzések e két háttérváltozó vizsgálata esetén alábecsülik a családi háttér szerepét, és

¹⁰ Levezetések és áttekintés végett lásd, például Neal és Rosen [1998], Becker [1975].

túlhangsúlyozzák az emberi tőke beruházását. (Becker [1975 pp.119–120]) Végezetül érdemes még kiemelni egy újabb összefüggést. Ha a munkaerőpiacon növekszik az iskolázottabbak iránti kereslet, akkor az előbb növeli a bérkülönbségeket, majd hosszabb-rövidebb késésekkel elkezd növekedni azoknak a száma, akik hosszabb ideig vesznek majd részt az iskolarendszerű képzésben, ami később a kínálat eltolódásával és a bérelőnyök csökkenésével fog járni.

A jövedelemeloszlás alakjára vonatkozóan számos, a munkaerőpiac intézményi felállításával kapcsolatos elmélet igyekszik alternatív magyarázatokat, illetve elméleti finomításokat megfogalmazni.¹¹ Külön említést érdemelnek az ún. **szelekciós elméletek**, közülük is **munkaerő-piaci diszkrimináció** elmélete. Ezen elmélet magyarázatához abból kell kiindulni, hogy a tökéletes versengő piacok, így a jól működő munkaerőpiacok működésének is előfeltétele, hogy a szereplők között az árakon kívül más megfigyelhető és nem megfigyelhető jegyek alapján ne lehessen különbségtétel. Akkor ugyanis, ha nem-ár típusú különbségtétel van jelen, akkor hatékonysági veszteségek léphetnek fel, és a bérek nagysága, valamint a bérek eloszlása is eltérhet a normálistól. Előítéleten alapuló munkaerő-piaci diszkrimináció akkor lép fel, ha a munkáltatók azt preferálják, ha bizonyos megkülönböztető jegyekkel rendelkező munkavállalókkal nem lépnek gazdasági tranzakcióba, és ezért adott esetben egy tiszta versenypiacon kialakuló árhoz képest plusz prémiumot is hajlandók megfizetni. (Becker [1975]; Galasi [1998a])

Ilyen nem-ár típusú tényezők lehetnek például a szereplők kora, bőrszíne, vallása és más, a munkaerőpiac működése szempontjából nem feltétlenül releváns tényezők. Empirikus vizsgálatok alapján viszonylag egyszerű kimutatni, hogy a munkavállalók keresetei eltérnek egymástól a szóban forgó dimenziók mentén. Azt azonban, hogy valóban az előítéleten alapuló, illetve más természetű diszkriminációnak, vagy esetleg más, a munkaerőpiac szempontjából „normális” szelekciós vagy összetételi hatásoknak köszönhető-e az említett jellegzetességek, nagyon nehéz empirikusan és meggyőzően bizonyítani. (Galasi [1998a], Cain [1986]) Nehéz továbbá megítélni azt is, hogy a különböző társadalmi-demográfiai kategóriákba tartozó népességcsoportok eltérő jövedelmi szintje alapvetően diszkrimináció miatt, vagy egyszerűen csak egyéb hátrányaik halmozódása okán következik be.

¹¹ Ilyenek például a megbízó-ügynök sémára építő, valamint más ösztönzési modellek, beleértve a hatékony bérek vagy a kiegyenlítő bérek elméletét. Ezekkel ebben a dolgozatban nem foglalkozom, mint

A **munkaerő-piaci szegmentáció** ennél valamivel enyhébb és egy kicsit más típusú megkülönböztetéseket takar. Az elmélet szerint a standard feltevésekkel szemben a munkaerőpiacon nincs szabad mozgás a különböző állások között, hanem az egyes állások és munkaerő-piaci szegmensek közötti átjárást különféle tényezők nehezítik. A munkaerő-piaci szegmentáltságot azonban más tényezők is előmozdíthatják. (OECD [1992]) A munkaerőpiac kettéosztását hozhatja létre például az, ha a gazdaságilag aktív népesség egy része érdekvédelmi szervezetekbe tömörül, a másik része pedig nem. Ilyenkor a szóban forgó szervezeteknek nyilvánvalóan az a céljuk, hogy a szervezeten belül levők érdekeit igyekezzenek érvényesíteni, egyfelől a munkáltatókkal szemben, másfelől a munkaerőpiacon esetleg jelen levő más érdekképviselőkkel szemben, végül pedig szervezetekbe nem tömörülő gazdaságilag aktív népességgel szemben.

Munkaerő-piaci korlátokat mind a három típusú gazdasági kapcsolat eredményezhet. Egy-egy példát emelek csak ki illusztrációképpen. A szakszervezetek egyik kiemelt célja az, hogy olyan szabályokat fogadtassanak el, amelyek a munkáltatók munkaerő-felvételi és elbocsátási gyakorlatát korlátozzák. (OECD [1995a, 1996]) Ennek elérése érdekében általában az elbocsátási költségek növelését (például a felmondási idő hosszabbításával vagy végkielégítés bevezetésével) és a felvételi procedúrák szabályozását (például azzal, hogy az üresedéseket csak belső munkatársakkal lehessen betölteni) igyekeznek elfogadtatni. Egy másik példa az, amikor a több, versenyző szakszervezet közül valamelyik azt igyekszik elérni, hogy neki legyen módja tárgyalni a munkáltatókkal, esetleg azt is, hogy neki megkülönböztetett jogai legyenek a munkaügyi tárgyalások során. Végezetül egy harmadik példa az, ha igyekeznek korlátozni a felvételi gyakorlatot, például azzal, hogy minimumbér szabályozást vezetnek be, vagy korlátozásokat próbálnak meg elérni a bevándorlásokra, valamint a külföldi munkavállalókra vonatkozóan. Ezeknek az intézkedéseknek mindegyike „húz egy falat” a munkaerőpiacon, és elkülöníti egymástól a gazdaságilag aktívak egyes csoportjait. Mivel ezek a belépési korlátokat növelik és munkaerő-piaci rigiditásokat idéznek elő, összességében növelik a gazdaságilag aktív munkaerő egyes szegmensei közötti bérkülönbségeket, valamint elválasztják egymástól a gazdaságilag aktív és nem aktív csoportokat.

Az egyes háztartások egymáshoz viszonyított jövedelmi helyzete nyilvánvalóan függ attól is, hogy milyen döntéseket hoznak a megszerzett jövedelmek felosztására

ahogy nem foglalkozom „az oktatás, mint szűrő” elmélettel sem.

vonatkozóan. **Friedman-kockázat vállalásra** vonatkozó elmélete (Friedman [1953]) szerint minden társadalomban vannak olyan személyek, akik szeretik a kockázatot, míg mások óvakodnak tőle. A gazdasági élet számos olyan döntés elé állítja a szereplőket, amelyek kockázatot és bizonytalanságot jelentenek. A jövedelemeloszlás eszerint úgy jön létre, hogy a bizonytalan és a kevésbé bizonytalan döntési opciók nyereségeinek eloszlását a kockázattal kapcsolatos, egyéni beállítottságok által vezérelt, egyéni döntések formálják.

A jövedelmek **megtakarítások és a fogyasztás** közötti allokációjára szintén számos elmélet fogalmazott meg hipotéziseket. Keynes **abszolút jövedelem-hipotézise** (Keynes [1936]) szerint a fogyasztás meghatározásában alapvetően a megszerzett elkölthető jövedelem szintje a meghatározó, más gazdasági tényezők, például a kamatlábak kisebb jelentőséggel bírnak, hasonlóképpen a nem gazdasági tényezőknek (mint például a családok demográfiai szerkezete) is kisebb jelentősége van.¹²

Az **állandó jövedelem-hipotézis** (Friedman [1957]) arra hívja fel a figyelmet, hogy a háztartások akkor, amikor a fogyasztási szokásaikat és megtakarítási magatartásukat meghatározó döntéseiket hozzák, nem az éppen aktuális jövedelmi szintjükből, hanem a számukra elérhető, a tervezési horizontjukon belül várható jövedelemfolyamból indulnak ki. Friedman az állandó jövedelem és a tényleges jövedelem közötti különbséget nevezi átmeneti jövedelemnek, amely lehet negatív és pozitív egyaránt.¹³ Az átmeneti jövedelem és az átmeneti fogyasztás véletlenszerűen fluktuálnak a permanens jövedelem, illetve a permanens fogyasztás körül, és sem az állandó elemekkel, sem egymással nem korrelálnak. Az átmeneti jövedelem emelkedése az átmeneti fogyasztás változatlanul maradása vagy csökkenése mellett megtakarítás lesz.

¹² Keynes modelljében a fogyasztás a $C=C(Y^d)$ fogyasztási függvénnyel írható le, ahol C a fogyasztási kiadásokat, Y^d pedig az elkölthető jövedelmet jelölik. Fontos szerepe van a fogyasztási határhajlandóságnak (MPC) és az átlagos fogyasztási hajlandóságnak (APC), amelyeket a következőképpen írhatunk fel: $MPC=\Delta C(Y^d)/\Delta Y^d$ és $APC=C(Y^d)/Y^d$. Keynes első állítása az, hogy a fogyasztási határhajlandóság a fogyasztással nem arányosan növekszik ($0 < MPC < 1$). Második állítása az, hogy az átlagos fogyasztási hajlandóság (és ezzel a fogyasztás részaránya a jövedelemszinten belül) a jövedelem növekedésével csökken. Harmadik állítása pedig az, hogy a fogyasztási függvény nem lineáris, szigorúan konkáv. Eszerint a jövedelem emelkedésével a fogyasztási határhajlandóság is csökken. A későbbi vizsgálatok azt mutatták, hogy rövid távon az első és a második hipotézis bizonyult igazoltnak, hosszabb távon azonban csak az első.

¹³ Ha a tervezési horizonton belül várható jövedelemfolyam (*permanent income stream*) Y^d_p , a tényleges jövedelem közötti különbség, az átmeneti jövedelem (*transitory income*), Y^d_t , valamint a fogyasztás állandó (vagy tervezett) eleme C_p , és az átmeneti (vagy váratlan) eleme C_t , akkor $Y^d=Y^d_p+Y^d_t$ és $C=C_p+C_t$. Friedman szerint a permanens fogyasztás a permanens jövedelemmel lesz arányos, ($C_p=kY^d_p$), ahol a két elem közötti arányt meghatározó szorzó függhet a kamatlábtól, adott háztartások esetében az emberi és a fizikai (non-human) tőke arányától, a demográfiai változóktól, valamint az ízlésektől.

Ezt az elméletet fejlesztette tovább az ún. **életciklus-jövedelem** fogalom bevezetésével Modigliani. (Ando–Modigliani [1963], Modigliani [1985]) A fogyasztás meghatározója ebben az elméletben is a jövőbeni jövedelemfolyam. Itt az emberek az életpályájuk során igyekeznek fenntartani egy többé-kevésbé konstans, esetleg valamelyest növekvő fogyasztási szintet. Mivel azonban a jövedelem az életpálya során fordított U alakot ír le, lesz olyan időszak (az életpálya közepén), amikor megtakarítanak, s lesznek olyan periódusok (az életpálya elején és végén), amikor vagy kölcsönöznek, vagy túlköltenek.¹⁴ Az átmeneti jövedelem itt sem függ a permanens jövedelemtől, de mivel az átmeneti jövedelmet beruházásra is használhatják, a permanens jövedelem idővel növekedhet. (Vagyis az emberek a jövedelemfelhasználásra vonatkozóan meghozott döntéseikkel tágíthatják az életpálya során rendelkezésükre álló anyagi horizontokat). Ez utóbbi modell egy másik fontos sajátossága, hogy a permanens jövedelmet nem egyszerűen a jelenlegi és múltbeli jövedelemáramlások eredményeként definiálják, hanem a jelenlegi munkajövedelem, valamint a periódus kezdetén rendelkezésre álló, nem emberi vagyonelemek jelenértékének összegeként határozzák meg. Ez megint annak tekintetbe vételét jelenti, hogy az egyének valamiféle vagyoni adottságokkal gazdálkodva alakítják ki saját jelenlegi és jövőbeni fogyasztási szintjüket lehetővé tevő jövedelmi horizontokat.

Keynes hipotézise szerint tehát a háztartások fogyasztását és megtakarításait alapvetően a jövedelmeik abszolút szintje határozza meg, amiből az következik, hogy egy adott háztartás fogyasztása nem függ közvetlenül attól, hogy a háztartás milyen gazdasági-társadalmi környezetben tevékenykedik. Friedman hipotézisének szintén nagyon kevés olyan implikációja van, amiből közvetlenül következtetni lehetne arra, hogy mi magyarázhatja a jövedelmek eloszlását. Modigliani elmélete is inkább az életkor hatását hangsúlyozza, és ebből lehet levezetni egyfajta jövedelemeloszlási mintát.

Eltérően az említett elméletektől, amelyek szerint az egyének preferenciáinak alakulása exogén tényező, Duesenberry [1949, 1967] **relatív jövedelem hipotézise** szerint a háztartások fogyasztása egymástól nem független. A fogyasztás hasznossága ez esetben nem azon múlik, hogy annak mekkora az abszolút szintje, hanem a háztartások a hasznosság értékeiket úgy vezetik le, hogy fogyasztásukat egyfelől a népesség többi részének fogyasztásához, másfelől saját korábbi fogyasztásukhoz viszonyítják. Eszerint

¹⁴ Ez az elmélet valójában abban az egyébként nagyon fontos elemben különbözik az előbb említettől, hogy a $C=kY^d$ egyenlet k együtthatóját úgy határozzák meg, hogy az függ az életkortól, nem függ viszont a jövedelem nagyságától.

a háztartások fogyasztói magatartása attól függ, hogy az említett, két viszonyítási alaphoz képest miképpen értékelik a saját helyzetüket.¹⁵ Duesenberry teljes modelljében az aggregált megtakarítási ráta a kamatlábak nagyságától, a háztartások jelenlegi és jövőben várható jövedelmeitől, a népesség jövedelemeloszlásától és koreloszlásától, valamint a jövedelmek növekedési ütemétől függ, kevésbé érzékeny viszont az előbb említett tényezők kisebb változásaira. Minden egyéb tényezőt változatlanak tekintve az egyének megtakarítási hajlandósága a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyük függvénye lesz. Sőt, mint állítja, a szóban forgó függvény paramétereinek változása a jövedelemeloszlás formájának változásával együtt alakul. (Duesenberry [1967 p. 45])

A háztartások fogyasztási és megtakarítási döntései azonban nem csak ebben az értelemben függenek **kognitív tényezőktől**. Ahogy azt Katona [1975] nagyon érzékletesen bemutatja, a megtakarítási és fogyasztási döntések azon is múlnak, hogy az egyéneknek és háztartásoknak milyen percepcióik vannak a saját jövedelmi helyzetük múltbeli alakulására vonatkozóan, illetve milyen várakozásokkal tekintenek a jövőbe.¹⁶ Mivel a megtakarítást döntően az óvatos előrelátás motiválja, a jövővel kapcsolatos várakozások fontos szerepet játszanak a megtakarítási ráta alakulásában. Elméletének előrejelzése szerint, akiknek a múltban nőtt a jövedelme és most csökkenésre számítanak, azok szokatlanul magas megtakarítási rátát fognak produkálni. Azok viszont, akiknek a múltban csökkent a jövedelmük, de a jövőben prosperitással számolnak, szokatlanul alacsony lesz a megtakarítási rátája. (Katona [1975 p. 242])

¹⁵ Ha $Y_t < Y$, akkor APC magas lesz, ha viszont $Y_t > Y$, akkor APC alacsonyabb lesz. Ebből az következik, hogy keresztmetszeti háztartásvizsgálatok esetén a háztartási jövedelem növekedésével csökkenő átlagos fogyasztási szintet fogunk találni. Ha valamennyi háztartás jövedelmei növekszenek és minden háztartás meg tudja tartani a saját helyét a jövedelemeloszláson belül, akkor valamennyi háztartás átlagos fogyasztási hajlandósága konstans lesz, ennek eredményeképpen a hosszú távú átlagos fogyasztási hajlandóság is változatlan marad. Ami a saját korábbi fogyasztási szintjükhöz való viszonyítást illeti, az elmélet szerint a fogyasztási hajlandóság lefelé rugalmatlan. Ha az emberek elértek egy bizonyos fogyasztási szintet, azt akkor is igyekeznek fenntartani, ha jövedelmük csökken. Eszerint tehát $C/Y^d = a - b(Y_t^d/Y_{(t-1)}^d)$, ahol $b > 0$, és $Y_{(t-1)}^d$ a korábbi időszak elkölthető jövedelmeinek szintjét jelöli, a és b pedig ismeretlen együtthatók. A relatív jövedelem hipotézis előrejelzése szerint, amikor a jövedelmek abszolút szintje csökken, akkor a fogyasztás ezzel nem csökken arányosan, APC pedig növekedni fog.

¹⁶ Az általa megkülönböztetett szerződéses (*contractual*) megtakarítások (élet- és nyugdíjbiztosítások, tartós javakra felvett hitelek, társadalombiztosítási megtakarítások) rigidek, lassan változnak, szemben az önkéntes megtakarításokkal (*discretionary savings*). Fontos még hangsúlyozni azt is, hogy Katona szerint a megtakarításoknak van bizonyos általános célja (mint láttuk, pl. Friedman hipotézisében ez nem volt triviális). Ez a cél többnyire a jövővel kapcsolatos: az emberek esetleg bekövetkező válságokra, valamint nyugdíjba vonulásra takarékoskodnak, továbbá a gyermekeik érdekében (tanítatásra vagy egyszerűen csak a biztonság kedvéért). Mindezek mellett még szerepet kap esetleg valamilyen nagyobb értékű jószág megvásárlása, üzleti vállalkozás indítása, esetleg nagyobb utazás.

A jövedelmek eloszlására mind a fogyasztás és megtakarítás arányaira, mind pedig a megtakarítások felosztására, valamint például a szó tágabb értelmében vett beruházásokká (gyermekes iskoláztatása) alakítására vonatkozó döntések komoly hatással vannak. A háztartások eszközfelhalmozásának egy része már rövid távon is jövedelemgeneráló tényezővé válhat (erre a legtriviálisabb példa az, ha a háztartás a megtakarításait befektetési alapokban tartja, részvényeket vásárol, vagy olyan ingatlanba fektet be, aminek a bérleti díjából jövedelme termelődik). A megtakarítással és fogyasztással kapcsolatos döntések az életpálya folyamán kumulálódnak, és különösképpen az aktív életpálya második felétől kezdve a vagyontól származó jövedelmek a háztartások közötti jövedelem különbségek növekedésének irányába hatnak.¹⁷

A jövedelemeloszlás magyarázata során viszonylag egyszerű azzal rövidre zárni a mondanivalót, hogy „a vagyoni háttér természetesen fontos szerepet játszik az egyenlőtlenségek kialakulásában.” Ez intuitíve igaz lehet és nyilvánvaló, hogy rövid távon a jövedelmi egyenlőtlenségeket erősen meghatározzák a kiinduló vagyoni különbségek. Azt azonban, hogy tartósan miért maradhat fenn a kiinduló vagyoni hatása a jövedelmi különbségekre, már valamilyen elméletileg megalapozott oksági lánc segítségével meg kell magyarázni. A **hitelpiacok elégtelenségeit** bemutató elméletek éppen ennek a strukturális okaira hívják fel a figyelmet. Egy ideális hitelpiacon a kiinduló egyenlőtlenségek elvileg nem jelenthetnek gondot, mert azok a szereplők, akik a „tehetség- és ügyességeloszlásban” följebb helyezkednek el, mint a vagyoni eloszlásában, felvehetnek hiteleket abban bízva, hogy jövőbeni teljesítményük segítségével majd elegendő jövedelmet tudnak szerezni ahhoz, hogy visszafizessék a tartozásaikat. A hitelekhez azonban hitelbiztosítékokra lehet szükség. A hitelpiacok viszont ebből a szempontból aszimmetrikusak. A szegényebbek, akik számára a saját likviditási korlátjuk elengedhetlenné tenné, hogy jövőbeni jövedelmeik terhére kölcsönöket vegyenek fel, számos nehézségbe ütközhetnek. A kölcsönadók a fellépő morális kockázat és a visszafizetési garanciákkal kapcsolatos problémák miatt

¹⁷ Még akkor is, ha, mint most is tettük, eltekintünk az öröklött és nyert vagyoni háttér hatásaitól. De erről lásd később. Az efféle feltételezéseket azonban nagyon nehéz keresztmetszeti és rövid időtartamú panelvizsgálatok alkalmazásával vizsgálni. Ha azonban elfogadjuk azt, hogy az emberek viselkedését a beállítódások és az aspirációk (is) befolyásolják, akkor bizonyos szubjektív kérdések vizsgálatával következtethetünk arra, hogy az egyéneknek milyenek a takarékossgal és a beruházásokkal kapcsolatos attitűdjei. Megvizsgálhatunk továbbá bizonyos részhipotéziseket az egyéni életpálya percepciók (süllyedés és felemelkedés) és a megtakarítással kapcsolatos attitűdök között. Később erről is szó lesz még.

nehezebben vagy/és szigorúbb feltételekkel lesznek hajlandók kölcsönt adni. Ezért aztán a vagyonok kezdeti eloszlása a jövedelmek jövőbeni eloszlására is rányomja a bélyegét.

Ez a probléma nem egyszerűen csak a vállalkozási piacokon lép fel. Likviditási korlátokról beszélhetünk a humán tőke felhalmozás területén is. A szegényebbek számára effektív korlátokba ütközhet az, hogy állják az oktatási rendszerben való tartós jelenlét költségeit. A lakásrendszerben jelenlevő piaci elégtelenségek szintén közvetett és közvetlen gátakat jelenthetnek a vagyoneeloszlástól független jövedelmi felzárkózás számára (például azáltal, hogy a lakásmobilitás egyben a munkaerő mobilitásnak is akadály, aminek a hiánya viszont az emberi erőforrások hatékony eloszlását is korlátozza).

Az elméleti irodalomban J. E. Meade nevéhez fűződik számtalan, a **vagyonok átörökítésével** és mindennek a jövedelemeloszlásra gyakorolt hatásaival kapcsolatos mechanizmus feltárása. (Meade [1964, 1976]) Négy területen, a genetikai adottságok, a jövedelemtermelő vagyon, az iskolázottság és a társadalmi kapcsolatok terén ír le olyan folyamatokat, amelyek a vagyoni eloszlás egyenlőtlenségeinek kumulatív növekedése irányába mutatnak, ha a kormányzatok nem alkalmaznak valamilyen, a vagyonokat újraelosztó politikákat.¹⁸ Meade munkájánál, amelyik jelentős részben intuitív elemeket tartalmazott, lényegesen formalizáltabb és talán szabatosabb vagyoni egyenlőtlenség-átörökítő modelleket épített a közelmúltban Galor és Zeira ([1993], átértékeli és ismerteti Atkinson [1997]). Modelljükben a szereplőket minden más tekintetben egyenlőnek tekintik, amiben különböznek, az a várható heterogén örökségük, amit az együtt élő generációk modellje keretében mindenki a második életperiódus végén kap meg. A hitelpiacok tökéletlenül működnek, mert a hitelbiztosíték elvárása egy bizonyos várható örökségi szint alatt nem tesz kölcsönfelvételt lehetővé. Ezáltal az örökség korlátai humán tőke beruházási korlátokká válnak, ami ismét különbségeket okoz a következő örökségekben és így tovább.

Noha a **társadalmi mobilitás** irodalmában döntően a társadalmi pozíciók (osztályhelyzet, réteghelyzet vagy a foglalkozási kategória) nemzedékek közötti átörökítéséről van szó (Andorka [1982]), nyilvánvaló, hogy a társadalmi gazdasági státusnak meghatározó eleme az adott státushoz tartozó jövedelem is. A generációk

¹⁸ Mindazonáltal, hogy Meade számtalan anekdotikus és intuitív megállapítást tesz, érvelése sok helyen spekulatív marad (Meade [1976, IX. fejezet]), újraelosztási javaslatai pedig többnyire meglehetősen radikálisak, a vagyonok és az örökösödés erőteljes adóztatásától egészen a magántulajdon államosításáig terjednek. (Meade [1964, VII. fejezet]; [1976, XIII. fejezet])

közötti és a generációkon belüli mobilitás vizsgálata tehát egyben a jövedelemeloszlás kialakulásának megértéséhez is közelebb vihet bennünket.¹⁹ Blau és Duncan [1967] elméletében a státusmobilitás nem egyéb, mint a családi eredet által megszabott társadalmi és erőforrás korlátok (születés, faj, tőke, vagyon, ízlések, szocializáció, tudás, társadalmi kapcsolatok stb.) között az egyének életpálya során történő további **rétegződésének folyamata**. Hauser és Featherman [1977] explicit módon is vizsgálták a jövedelem intergenerációs átörökítésének mechanizmusait. Elemzésükből az következik, hogy az életpálya során felhalmozott erőforrásoknak (iskola és foglalkozás) a szülői háttér mellett szintén fontos szerepe van az egyéni jövedelmek meghatározódásában. Sewell és Hauser [1975] még ennél is határozottabban fogalmaznak: a szülői jövedelmek és a gyermekek jövedelmeinek kapcsolatát vizsgálva jelentős indeterminációkat tárnak fel, és komoly súlyt adnak elemzésükben a szerencsének és az esélyeknek az egyéni jövedelmek meghatározódásában. Nyilvánvaló azonban, hogy még így is fontos bármilyen jövedelemeloszlási vizsgálatban tekintetbe venni, hogy a családi háttér jelentős mértékben kondicionálja azoknak a készségeknek és képességeknek a felhalmozását, amelyeket végső soron mozgósítani lehet a jövedelemszerzési folyamat során.²⁰

1.2. A jövedelemkülönbségek értékelése

A társadalmi egyenlőtlenségi rendszerek „igazságossága” vagy „méltányossága” ugyanúgy rendszeres és visszatérő témája a társadalomelméleti gondolkodásnak, mint maguknak a társadalmi egyenlőtlenségeknek, azok nagyságrendjének és mozgatórugóinak kutatása. Arisztoteléstől John Rawlsig, Tocqueville-től Lenskin át Dahrendorfig egyaránt hangsúlyozzák, hogy az egyenlőtlenségek kialakulására és

¹⁹ Tudva, hogy a társadalmi mobilitás kutatásának számos irányzata meg sem említi, a következőkben csak azokkal a megállapításokkal foglalkozom, amelyek explicit módon is igyekeznek a társadalmi helyzet jellemzőjeként a jövedelmekkel, a helyzet meghatározójaként pedig az egyéni erőfeszítésekkel is számolni. A társadalmi mobilitás irodalmának áttekintéséhez lásd Andorka [1982], illetve Róbert [szerk., 1998].

²⁰ A magyar irodalom eddig kevés szisztematikus erőfeszítést mutatott fel vagyonok átörökítésének, újraelosztásának és a hitelpiacok problémáinak vizsgálatára. Pedig ezekkel különösképpen érdemes lenne foglalkozni a közelmúlt magyarországi fejleményeinek elemzésekor. A gazdasági átmenet során a vagyoneeloszlás jelentősen megváltozott, különösképpen a különféle privatizációs gyakorlatok révén. Ezek érintették a termelői vagyont (ipari, kereskedelmi és szolgáltató cégek eladását, valamint a mezőgazdasági üzemek kárpótlási jegyeiken keresztül történt privatizációját) és az infrastruktúrát is (például ilyen volt a bérlakásszektor vagy legújabban a háziorvosi praxis privatizációja). Ezek az intézkedések nyilvánvalóan nem egyszerűen a rövid távú vagyoni egyenlőtlenségeket, hanem a jövedelmi egyenlőtlenségek újratermelődésének mechanizmusait is érintették.

mértékére vonatkozó normatív struktúráknak fontos szerepe van a társadalmak működésének fenntartásában. Mindez az empirikus társadalomelmélet számára akkor válik érdekessé, ha a szóban forgó normatív struktúrák ténylegesen képesek arra, hogy valódi viselkedésszabályozó rendszerekké váljanak. Távrolról sem beszélhetünk azonban a modern társadalmakban ezeknek a normatív struktúráknak az egységes szabályozó szerepéről. A modern társadalmakban mindenütt alternatív, esetenként nem teljesen koherens vagy töredezett előírásrendszerek szabják meg az egyenlőtlenségekkel kapcsolatos normatív álláspontokat. Ennek megfelelően egységes elméleti keret sem áll rendelkezésre, ezért egy pozitív megközelítésben nem tehetünk mást, mint azt, hogy egyfajta taxonómiát állítunk elő, amivel rendszerezni tudjuk a vizsgált normatív rendszereket.

Egy adott A társadalom minden $a_{(i)}$ tagja rendelkezik bizonyos $v_{(i,j)}$ tulajdonságokkal, ahol $a_{(i)}$ a társadalom i -edik tagja ($i=1, 2, \dots, n$), $v_{(i,j)}$ pedig az i -edik ember jellemzője a j -edik dimenzióban ($j=1, 2, \dots, m$). Minden j dimenzióban van valamilyen D eloszlása a szóban forgó v jellemzőknek. Az egyes egyenlőségkoncepciók valójában abban különböznek egymástól, hogy (a) a társadalom tagjainak milyen körében (az egyenlőség alanyai), (b) milyen dimenziókban (az egyenlőség tárgyai) definiálják egyenlőtlenségnek a szóban forgó különbségeket, és (c) milyen mértékben tartják elfogadhatónak az emberek között így definiált egyenlőtlenségeket.²¹ Vegyük most sorra ezeket a csoportosítási lehetőségeket!²²

Az **egyenlőtlenségekkel kapcsolatos normatív rendszerek** egyik hívó kérdése az egyenlőtlenségek alanyára, tehát arra vonatkozik, hogy „kinek a számára” tartjuk fenn az egyenlőségi igényeket. Erre a kérdésre gazdasági értelemben egalitáriusan válaszolnak azok is, akik az egyenlőségre „érdemesek” körét a társadalom egy – borszín, vallás vagy egyéb dimenzió mentén – meghatározott szegmensére (egy fajgyűlölő, például fehérekre vagy feketékre) korlátozzák. Az egyenlőség-igény

²¹ Az alapötletet a következő okfejtéshez John Rawls munkája szolgáltatta. (Rawls [1972]) Az igazságosság elméleteivel kapcsolatos áttekintést először 1991-ben írt munkámban fogalmaztam meg. (Tóth [1991a]) Ezt továbbgondoltam műhelytanulmányban (Tóth [1994c]), majd a gondolatmenet bizonyos részeit beépítettük a Csaba Ivánnal írt közös tanulmányunkba (Csaba–Tóth [1999]). Ez az alfejezet helyenként erősen épít a jelzett korábbi munkákra, de egyes kérdéseket itt lényegesen bővebben fejtek ki.

²² Douglas Rae és szerzőtársai kiváló munkájukban (Rae *et al.* [1981]) az egyenlőség fogalmának különféle értelmezéseivel foglalkoznak, és arra a következtetésre jutnak, hogy az egyenlőségnek több száz, egymástól különböző értelmezése különíthető el. Számos gondolatot tőlük kaptam. Sen [1992] munkája szintén a „Minek az egyenlősége?” kérdést feszegeti, az itt felvetettekhez nagymértékben hasonló módon.

egyfelől vonatkozhat egyénekre, amikor azoknak az embereknek a körét igyekszünk meghatározni, akik között nem tartunk elfogadhatónak egy bizonyos fajta egyenlőtlenséget. Így egy politikai értelemben egalitáriánus felfogás az „egy ember – egy szavazat!” elve mellett fog érvelni. Ha a szavazati jogot az emberek egy bizonyos körére szűkítik le, vagy igyekeznek leszűkíteni,²³ akkor követelnek egyenlő szavazati jogot minden vagyonos fehér felnőtt férfi, minden fehér felnőtt férfi, minden felnőtt férfi, vagy minden felnőtt ember számára. Minél inkább egalitáriánus egy ideológia, annál szélesebben szabja meg az egyenlőséggel kapcsolatos igények alanyi osztályait.

Esetenként a társadalom valamilyen részhalmazai (fehérek és feketék, férfiak és nők, homoszexuálisok és heteroszexuálisok stb.) közvetlenül képezik az egyenlőség-igény alanyát. Ekkor az egyik esetben a társadalom egyes szegmensei között kívánnak egyenlőséget (és ezzel igazságosságot) elérni. Ilyen típusú kijelentések például az „Egyenlő átlagbért a férfiak és a nők számára!” vagy az „Egyenlő lehetőségeket a feketék és a fehérek számára!”. A másik esetben a társadalom egyes szegmensein belül elhelyezkedő tagokra vonatkoznak a kijelentéseink. Ilyenkor például azt mondjuk, hogy „Azonos képzettséget igénylő munkáért azonos bért!” vagy azt, hogy „Kapjon minden 75 év fölötti ember x összegű nyugdíj kiegészítést!”.²⁴

A normatív rendszereket az igazságosság (egyenlőség) tárgya vagy másképpen, az egyenlőtlenségi dimenziók mentén is rendezhetjük. Nincs konszenzus a különböző filozófiai doktrínák között abban, hogy mely dimenziók lehetnek relevánsak ebben a kérdésben. A baloldali liberalizmus irányzata (Rawls [1972]) a javaknak egy elég széles, a libertáriánus álláspont (Hayek [1982]) pedig egy ennél sokkal szűkebb csoportját tekinti az igazságosság érvényességi körébe tartozónak. Szűken értelmezett tárgyi osztályokról beszélnek az elemzők például akkor, ha azt mondják: a politikai és a tulajdonszerzési jogokat (és csak azokat) egyenlően kell elosztani a társadalom tagjai között. Nagyjából ezt nevezhetjük a libertáriánus álláspontnak.²⁵ Tágan értelmezett tárgyi osztályokról beszél egy szélsőségesen egalitáriánus álláspont képviselője akkor,

²³ Ilyenkor beszélhetünk inkluzív és exkluzív alanyi osztályokról. Az x alanyi osztály *inkluzív* a y alanyi osztályhoz viszonyítva, ha x magában foglalja y minden elemét és x -nek vannak olyan elemei, amelyek nem tartoznak y -ba. (Rae *et al.* [1981])

²⁴ Az alanyi osztályok tekintetében nem véletlen, hogy nem okozott különösebb gondot, hogy felcserélhető módon használtuk az „egyenlőség” és az „igazságosság” fogalmakat. Az alanyi osztályok közötti különbségtétel ugyanis többnyire a politikai mezőben értelmezhető, ahol adott jogokkal való rendelkezés csak nominális skálán mérhető, ennél fogva az igazságosság igénye többnyire az egyenlőséget célozza meg.

²⁵ Ilyen értelemben a libertáriánusok egyenlőségpártiak, például a fajvédőkkel szemben.

ha azt mondja: „a politikai, gazdasági, kulturális jogoknak, társadalmi pozícióknak (vagy az azokhoz való hozzáférésnek), vagyonnak és jövedelemnek egyenlően kell megoszlanuk a társadalom tagjai között.

A tolerálható egyenlőtlenségek nagyságára vagy formájára vonatkozóan az igazságosság koncepcióknak két dimenzióban két-két altípusát különíthetjük el. Egyfelől az igazságossági állapotok kialakulásával kapcsolatos körülmények figyelembe vétele szerint Nozick [1974] nyomán „történeti” (az adott elosztási konstelláció létrejöttének múltbeli meghatározódását tekintetbe vevő) és „nem történeti” (a megítélés szempontjából csak a jelenlegi helyzetet tekintetbe vevő) elveket különíthetünk el. Másfelől aszerint, hogy az elosztási elvek egyik típusa (szubsztantív elvek) megnevez valamilyen természetes dimenziót, amelynek alakítania kell az egyenlőtlenségeket, a másik típus (formális elvek) nem teszi ezt meg. Az előbbiek körébe az egyenlőtlenségeket tartalmi szempontból meghatározó (az elosztás kiválasztott dimenziójában mért kimenetek és az elosztást alakító háttérváltozó közötti függvényszerű kapcsolatokat is megjelölő) elveket sorolhatjuk. Az utóbbiak közé, tehát a formális elvek csoportjába azokat az elveket sorolhatjuk, amelyek magukat azokat a viszonyokat és eloszlási jellemzőket határozzák meg, amelyek egyenlőtlenségi dimenziók mentén mért kimenetek között állnak fenn.²⁶

A szubsztantív elvek a „mindenkinek (valami) szerint” típusú állításokat fogalmazznak meg. Amikor azt mondjuk, hogy „mindenkinek (valami) szerint”, akkor megnevezünk egy „magyarázó változót”, és lényegében azt mondjuk: az a kívánatos állapot, ha az egyenlőtlenségeket ez és ez a tényező magyarázza. Formálisan ez azt jelenti, hogy: legyen

$$D(v_{(i,j)})=f(t),$$

ahol D az eloszlást jelöli és t a „független változó”, ami az általunk kitüntetett természetes dimenziót jelenti.²⁷

²⁶ Ez a tipológia kissé eltér a Nozick [1974] által alkalmazott felosztástól, aki a tolerálható egyenlőtlenségek alakjára vonatkozó állítások természete szerint „minta szerinti” és „nem minta szerinti” elvek között tesz különbséget.

²⁷ Bizonyos igazságosság koncepciók nem pozitívan fejtik ki a tartalmi dimenziókat, hanem megjelölik azokat a háttértényezőket, amelyeknek az egyenlőtlenségek alakulására való hatása nem tolerálható. Ilyennek tarthatják például az öröklést vagy más „morális szempontból önkényesnek tekinthető” tényezőket.

A szubsztantív elvek első csoportjába (történeti és szubsztantív elvek) sorolhatjuk a „mindenkinék erkölcsi érdeme szerint” vagy a „mindenkinék teljesítménye szerint” típusú elosztási elveket. A szubsztantív és nem történeti elvek csoportjába a „mindenkinék a bőre színe szerint” vagy a „mindenkinék vallása szerint” típusú elveket sorolhatjuk. A történeti és formális elvek szerint az igazságosság szempontjai a szerzés és átruházás formális szabályainak betartását, és csak azt követelik meg. (Ide tartozik például Nozick „entitlement”-elmélete is). A végállapotot rögzítő formális elvek közé sorolhatjuk, például az igazságos elosztást, az egyenlőtlenségek mértékével mérő elveket. Az efféle elvek megfogalmazásakor azt mondjuk, hogy szerintünk az a helyes (igazságos) elosztás az, ahol az egyes, az igazságosság szempontjából fontosabb változók eloszlása ilyen és ilyen. Vagyis legyen

$$D(v(i,j))=k,$$

ahol k az adott normatív struktúrában kívánatosnak tartott elosztási állapotot rögzíti.

Ezt a „kívánatos” állapotot mindig megfogalmazhatjuk két elosztási állapot különbségeként, valahogy így:

$D(1)$ -et akkor és csak akkor kell előnyben részesíteni a $D(2)$ -vel szemben, ha $D(1)$ közelebb van valamely kitüntetett egyenlőtlenségi mérőszámmal jelzett állapothoz.

A méltányos, igazságos vagy legitimnek tartott egyenlőtlenségekkel kapcsolatos extenzív empirikus irodalom (Cook–Hegtvedt [1983]; Evans–Kelley [1993]) arra keresi a választ, hogy létezik-e valamilyen konszenzuálisan elfogadott normatív standard az egyenlőtlenségek kialakulásának és nagyságának megítélésével kapcsolatban. Ha létezik ilyen (illetve léteznek párhuzamosan egymás mellett élő efféle standardok), akkor azok tükröznek-e valamilyen konszenzust, illetve referenciáikat tekintve valamilyen egzisztenciális állapotokhoz (tehát a társadalomban ténylegesen kialakult elosztási állapotokhoz) igazodnak-e (Homans [1974]), vagy valamilyen utópikus standardokhoz (Berger *et al.* [1972]) viszonyítva értékelik az érzékelt elosztási állapotokat (Alves–Rossi [1978]).

Az empirikus elemzések szerint az igazságos elosztással kapcsolatos vélemények nem véletlenszerűen alakulnak, hanem létezik azoknak valamilyen szisztematikus mintája. (Jasso–Rossi [1977], Alves–Rossi [1978], Evans–Kelley [1993]) Számos módszertani és elméleti kérdés tisztázatlan azonban azzal kapcsolatban, hogy milyen összefüggés is létezik az igazságossággal kapcsolatos, többnyire az egzisztenciális standardoknak

megfelelő értékelések és a valós jövedelmi helyzettel való elégedettség között. (Shepelak–Alwin [1986], Alwin [1987]) Történetek kísérletek arra is, hogy az igazságos elosztással kapcsolatos értékelést Homans [1974] csere elméletéből levezetve és tovább finomítva valamiféle általános igazságosság értékelő függvényhez jussanak el. (Jasso [1978, 1980, 1983]) Az empirikus irodalom zöme azonban mégis inkább a középszintű elméletek szintjén az attitűdök összehasonlításával és kialakulásuk magyarázatával foglalkozott. (Evans–Kelley [1993], Evans–Kelley–Kolosi [1992], Kolosi [1990], Simkus–Róbert [é.n.], Tóth [1991a, 1991b, 1992])

A talán a legátfogóbb elemzés (Evans–Kelley [1993]) megállapításai szerint a vizsgált országok közvéleménye világos normákkal rendelkezik a jövedelmek egyenlőtlenségével kapcsolatosan. Általában konszenzus van a keresetek foglalkozások szerinti legitim hierarchiájával kapcsolatban, de nincs egyetértés az egyenlőtlenségek nagyságára vonatkozóan sem. Az adatfelvétel időpontjában még a szocialista blokkhoz tartozó országokban, valamint a nyugati országok inkább baloldali érzelmű szavazói között nagyobb fokú az egalitarianizmus, mint más országokban, illetve az inkább jobbra húzó szavazók között (Evans–Kelley [1993], Kolosi [1990]), ám az egyenlőtlenség iránt toleránsabbak csoportja viszonylag markánsabb volt egyes országokban (például Magyarországon), mint másutt (Tóth [1992]). Az idősebbek, valamint a férfiak inkább nagyobb fizetéseket tartanának méltányosnak az elit foglalkozásúak számára, mint a közönségesebb foglalkozásúak számára. A magasabb iskolázottságúak és a magasabb foglalkozási csoportokba tartozók nagyobb fokú egyenlőtlenségeket tolerálnának, és elsősorban felfelé nyitnák ki a jövedelmi egyenlőtlenségeket nemzetközileg (Evans–Kelley [1993], Kolosi [1990]) és Magyarországon is (Tóth [1991b, 1992]). Az eloszlással kapcsolatos nézeteket, az osztályhelyzet, az önérdék és a politikai ideológia együttesen befolyásolják (Evans–Kelley [1993]), bár Róbert és Simkus szerint, például Magyarországon a vélemények osztályok és rétegek közötti szórása lényegesen kisebb, mint amit a nemzetközi összehasonlításban találtak. (Róbert–Simkus [é.n. p. 17]) Mindazonáltal, szerintük is a rendszerváltás elején a legerőteljesebb társadalmi törésvonalak a felső középsztályok és a társadalom többi része között voltak várhatóak.

A jövedelemeloszlás normatív kontextusával a szociológiai, közgazdasági és pszichológiai irodalom számos ága foglalkozik. A magyarországi rendszerváltás utáni áttekintések is nagyszámú tényrt tártak már fel ezzel kapcsolatban. Az irodalom egyik markáns része az „elosztási igazságosság” problematikájával, a kialakult egyenlőtlenségi rendszerek

megítélésének standardjaival és az ezek alapján megfogalmazott vélemények eloszlásával és magyarázatával foglalkozik (legátfogóbban lásd Örkény, 1997). Az igazságossággal kapcsolatos kérdésfelvetés azonban (noha feltétlenül fontos lenne) olyan mértékben térítene el a dolgozatot az eredetileg kitűzött tematikától, ami már messze meghaladná az itt rendelkezésre álló kereteket. Ezért a tanulmány, vállalva a tudatos szűkítést a továbbiakban csak egy rövid fejezet keretében tér vissza erre a problematikára.

2. FEJEZET: POZITÍV ÉS NORMATÍV STATISZTIKA: KONCEPTUÁLIS KÉRDÉSEK ÉS ELEMZÉSI ESZKÖZTÁR

Az egyenlőségről, egyenlőtlenségről (vagy éppen az igazságosságról) megfogalmazott különböző értékelő megállapítások mindig alternatív társadalmi állapotokat hasonlítanak össze, azokat igyekeznek értékelni, „jó”-ságuk alapján összevetni. Amikor azonban arra a kérdésre keressük a választ, hogy milyen alapokon állhatnak ezek az összevetések, két szélső eset fordulhat elő. Egyszer azt találjuk, hogy az éppen elemzett tanulmány látszólag a tiszta deskripció talaján áll, az adott állapotokat valamely (szerencsés esetben egyszerű, könnyen átlátható, kevésbé szerencsés esetben pedig egy bonyolultabb, nehezen követhető) eljárás révén veti össze. A tanulmánynak ebben a felében számos olyan érvet mutatok be (bizonyos mértékig abban a szellemben, ahogy az Atkinson [1970a, 1970b, 1975] és Sen [1973, 1992] munkáiban is megjelenik), amelyek arra intenek: szembe kell néznünk azzal, hogy társadalomra vonatkozó jóléti, értékelő megállapítások esetében szinte definíció szerint keverednek az elemzés pozitív szempontjai a normatív megállapításokkal. A deskripció és a preskripció összegabalyodása még a statisztikában is tetten érhető. Ezért nem árt, ha követve az előbb említett szerzők útmutatásait, igyekszünk nyilvánvalóvá tenni a pozitív elemzések normatív korlátait.

2.1. Normatív megfontolások, rangsorolási elvek

2.1.1. Az egyéni jólét és a társadalmi jólét összekapcsolása: társadalmi jóléti függvények

Azt, hogy két elosztási állapot közül melyik az „egyenlőbb” és melyik az „egyenlőtlenebb”, úgy tudjuk eldönteni, ha a két eloszlást valamilyen értékelő függvény segítségével összevetjük. A normatív állítások nem mások, mint ennek az értékelő függvénynek a verbális megfogalmazásai.

A társadalmi jóléti függvényt mint analitikai eszközt arra használják, hogy kapcsolatot teremtsünk a társadalom egészének, illetve a társadalom tagjainak jóléti szintje között. Megkonstruálásához három problémát mindenképpen tisztázni kell: (1) mik lesznek a

szóban forgó függvény argumentumai; (2) megengedhető feltevés-e a jóléti szintek személyek közötti összehasonlítása; valamint (3) milyen legyen a függvény formája?

A szabatosabb fogalmazás kedvéért vezessünk be néhány jelölést!²⁸ Legyen X a lehetséges társadalmi állapotok egy halmaza és ugyanakkor legyen D az X teljes spektrumának egy lehetséges rendezése. Ekkor a társadalmi jóléti függvény legegyszerűbb formáját algebrai alakban a következőképpen fejezhetjük ki:

$$W(x) = V[U_1(x), U_2(x), \dots, U_n(x)],$$

ahol $U(i)$ az i -edik egyén hasznossági függvényét jelenti.

A függvény verbális olvasata szerint: ha adott egy D elosztási állapot, a társadalom jóléte (W) a társadalom ($i=1, 2, \dots, n$) tagjai által az adott elosztási állapotból levezetett ($U_i(x)$) hasznosságok valamilyen (V) függvénye. A függvény argumentumai lehetnek kardinális vagy ordinális fogalmak.

Az ordinális hasznosságfogalom alkalmazásához van kevesebb információra szükségünk. Csak azt kell tudnunk, hogy az egyes cselekvők milyen rangsort (ordinális skála) állítanak fel a különböző alternatívák között (milyen a preferencia-rendezésük). Ebben az esetben nincs szükség személyek közötti összehasonlításra, az élvezet-intenzitások összehasonlításának problémáját egyszerűen az adottnak tekintett „ízlések” körébe „delegáljuk”.

A társadalmi jóléti függvény problémája empirikusan az, hogy található-e olyan döntési szabály, amelynek a segítségével az egyéni preferencia-rendezések társadalmi preferencia-rendezéssé alakíthatók? Arrow „lehetlenségi tétele” azt bizonyítja, hogy bizonyos „demokratikus” alapértékek megsértése nélkül nem lehetséges olyan aggregációs szabály, amelynek a követése az egyéni preferencia-rendezések tetszőleges együttállása esetén egyértelmű eredményre vezetne. Ugyanakkor azt is látni kell, hogy az ordinális hasznosság fogalomra építő, „axiomatikus” társadalmi jóléti függvénynek már alig van köze az „elosztási igazságossághoz”.

A kardinális hasznosság fogalma arra a feltételezésre épít, hogy a szóban forgó „élvezet-intenzitások” arányskálán mérhetők (természetes számokra leképezhetők) és egymással összevethetők, ennél fogva mind az egyes személyek hasznossági függvényeiben, mind pedig személyek között *összeadhatók*. Ha tehát a társadalmi jóléti

²⁸ Itt Sen [1973] jelöléseit követjük. A társadalmi jóléti függvényekről lásd például Mueller [1989].

függvény argumentumának a javak élvezetéből levezetett hasznosságot tekintjük, akkor két, nehezen megoldható problémával kerülünk szembe. Vagy azt kell tudjuk megmondani, hogy a társadalom egyes tagjai a saját szempontjukból miképpen értékelik az adott elosztási állapotot (vagyis azt, hogy milyen alakú az egyes egyének hasznossági függvénye), vagy, ha eltekintünk az egyének értékítéleteinek különbözőségétől, nekünk kell súlyokat rendelnünk az egyes egyének fogyasztási színvonalára mellé.

Az utilitáriánus társadalmi jóléti függvények²⁹ egyik kulcsfogalma a paretoi optimalitás-kritérium. Legyen adott az $X(i)$ javak egy $D(1)$ eloszlása a T_1, T_2, \dots, T_n felhasználási alternatívák (elosztási értelemben: személyek) között.³⁰ Ilyenkor paretoi értelemben vett javulásnak tekintjük a felhasznált javak egy olyan $D(2)$ újraelosztását, amely legalább egy személy jóléti szintjét növeli, anélkül, hogy bárkinek a jóléti szintjét csökkentené. Paretoi értelemben optimálisnak tekintjük a javak elosztásának azt az állapotát, ahonnan már nem lehetséges paretoi értelemben vett javulás.

Először vizsgáljuk meg a cserehatékonyság feltételeit és ezek következményeit egy két szereplőt (A és B), két jószágot (X és Y) és adott tényezőmennyiséget ($Q(X)$ illetve $Q(Y)$) tartalmazó Edgeworth-doboz segítségével!³¹ A doboz valamennyi pontja egy bizonyos (X, Y) jószágkombinációnak a két szereplő közti eloszlását jelöli (lásd 2. ábra).

²⁹ Sen a következőkben látja a haszonelvűségi doktrína megkülönböztető sajátosságait:

I. Jólét-centrikusság (*welfarism*). Ez azt jelenti, hogy „a dolgok állásának „jóságát” kizárólag az adott állapothoz kapcsolódó, a hasznosság-értékekre vonatkozó információk alapján, vagyis az egyéni hasznosság-értékek alapján kell megítélni”.

II. Rangsorolás a hasznosság-összegek alapján (*sum-ranking*) „A hasznosságok (vagy jóléti indikátorok) egy együttesének „jóságát” egyszerűen a szóban forgó hasznosság-értékek (vagy indikátorok) összegeként határozhatjuk meg. [...] a „társadalmi” jólét egyszerűen az egyéni hasznossági értékek összege”.

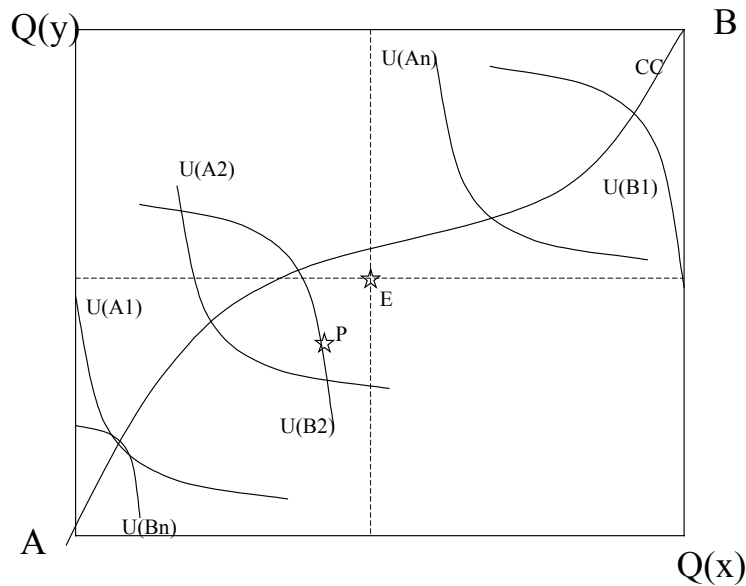
III. A következmények vizsgálata (*consequentialism*). „A cselekvések, intézmények, szabályok és minden egyéb döntési változó értékelésének alapját az adott döntések következményeire vonatkozó információk adják meg.” (Sen [1987 p. 1039])

A fenti specifikumok meghatározásakor megkülönböztetett szerep jutott a „hasznosság” fogalmának, ezért ezzel kapcsolatban szükséges néhány pontosító megjegyzést tennünk. A „hasznosság” szót helyenként a „jólét” (*welfare*), „jól-lét” (*well-being*), „kielégülés”, „boldogság” szavak szinonímjaként szokták használni. Ezek a fogalmak általában nem valamilyen konkrét jószágot vagy jószágkosarat, hanem a különböző jószágkosarokból levezetett szubjektív „élvezet-intenzitást” jelentenek. Ezeknek az „élvezet-intenzitásoknak” a személyek közötti összehasonlítása adja a jóléti gazdaságtan értékítéleteinek a legproblematisabb részét.

³⁰ A Pareto-optimalitás fogalmát allokációs (erőforrás-elosztási, hatékonysági) és disztribúciós („igazságossági” vagy elosztási) problémák vizsgálatára egyaránt fel szokták használni. Az előbbi esetben az egyes felhasználási alternatívák közötti, az utóbbi esetben a társadalom tagjai közötti elosztásról van szó. Mi először a Pareto-optimummal mint allokációs kritériummal foglalkozunk.

³¹ Az Edgeworth-doboz pontosabb leírását és további tulajdonságait lásd Kopányi [1989 V. fejezet]).

2. ábra: A Paretoi optimumkritérium és az „igazságos” jövedelemelosztás ábrázolása az Edgeworth-doboz segítségével



Forrás: Tóth [1991a]

Az $U(A_1), U(A_2), \dots, U(A_n)$ és az $U(B_1), U(B_2), \dots, U(B_n)$ görbék a két szereplő számára külön-külön közömbös jószágkombinációk mértani helyeit jelölik (közömbösségi görbék). A közömbösségi görbék meredekségét a szereplőknek az adott jószágokra vonatkozó preferenciái határozzák meg. Az E pontban egyenlő elosztás valósul meg, vagyis mind A , mind B szereplő mindkét jószágból ugyanakkora mennyiséget birtokol. A P pont paretoi értelemben nem hatékony elosztást jelent, mert lehetséges úgy újrendezni a jószágoknak a szereplők közti elosztását, hogy az egyik nyerjen a cserén, anélkül, hogy a másiknak veszteséget kellene elszenvednie. Ez a helyzet minden olyan pontban fennáll, ahol nem érintik egymást a közömbösségi görbék. A P -ből az $U(A_2)$ és az $U(B_2)$ görbék közötti terület bármely pontjába történő elmozdulás paretoi értelemben vett javulást jelent. A közömbösségi görbék érintési pontjai által meghatározott CC („szerződési”) görbének viszont minden pontja paretoi értelemben hatékony elosztást jelent. Ezekből a pontokból való elmozdulás nem lehetséges a Pareto-optimalitás megsértése nélkül. A fentieknek két fontos tanulsága van. Egyrészt látjuk, hogy a hatékony és az egyenlő elosztás csak a legritkább esetben eshet egybe. Másrészt, mivel a szerződési görbe minden pontja hatékony pont, végtelen sok hatékony elosztás létezhet, amelyek között az „igazságos” elosztási állapot nem választható ki pótlólagos,

külső információk nélkül. (A CC görbét ezért sok esetben „konfliktusgörbének” is szokták nevezni.)³²

Visszatérve a társadalmi jóléti függvények problémájára, egy kardinális hasznosságra építő utilitáriánus társadalmi jóléti függvény esetében megengedhetjük magunknak azt a leegyszerűsítést, hogy a társadalmi jóléti függvényt a következő alakra hozzuk:

$$W=V[y_1, y_2, \dots, y_n],$$

ahol y_i az i -edik egyén jóléti szintjét (empirikusan: jövedelmét, életszínvonalát stb.) jelenti.

A probléma itt tehát már „csak” az, hogy milyen alakú legyen a társadalmi jóléti függvény? Az utilitáriánus gondolkodás erre a problémára additív függvényt ajánl megoldásként ($W=y_1+y_2+\dots+y_n$), de számos más megoldás is lehetséges.

Vegyünk most sorra néhány egyszerűbb egyenlőtlenség-rangsorolási kritériumot!

I. $D(1)$ -et előnyben kell részesítenünk $D(2)$ -vel szemben, ha $W(1)$ nagyobb, mint $W(2)$. (Itt az értékelés kritériuma az *összhasznosság (összjólét)* maximuma).

II. $D(1)$ -et előnyben kell részesítenünk $D(2)$ -vel szemben, ha az $D(1)$ -hez tartozó y_i -k átlaga nagyobb, mint az $D(2)$ -höz tartozó y_i -k átlaga. (Ebben az esetben az értékelést az *átlagos hasznossághoz (átlagos jóléthez)* kötöttük.) Ez a kritérium nem stacioner népszerűségek esetében tér el az előbbitől.

III. $D(1)$ -et előnyben kell részesítenünk $D(2)$ -vel szemben, ha a $D(2)$ -ből $D(1)$ -be történő elmozdulás *paretoi értelemben vett javulást* eredményez.

IV. $D(1)$ -et előnyben kell részesítenünk $D(2)$ -vel szemben, ha a $D(1)$ -hez tartozó $y(i)$ -k eloszlásának egyenlőtlensége kisebb, mint a $D(2)$ -höz kapcsolódó $y(i)$ -k eloszlásának egyenlőtlensége. (Itt tehát az elosztási kritérium egy valamilyen *egyenlőtlenségi mérőszám alakulása*.)

Az I. és a II. elosztási elvek esetében magától értetődik, hogy az adott kritériumok érzéketlenek az elosztási problémára. Mivel ezt intuitív alapon is beláthatjuk, tekintsük

³² Az általános egyensúlyelmélet természetesen kijelöli „a” hatékony pontot, ezt azonban nem igazságossági szempontok szerint teszi. Sőt: „akármilyen Pareto-hatékony állapotot „kiszolgál” a piaci mechanizmus, ami elosztási aspektusát tekintve semleges; bármi is legyen az elképzelésünk a jó és igazságos elosztási viszonyról, a kompetitív piac segít az elérésében. Ezen elvek szerint újraeloszthatjuk a javak kezdeti készleteit a fogyasztók között, ezzel meghatározhatjuk, hogy a szereplőknek mekkora rész jut a teljes jólétből, és aztán használhatjuk az árakat a hatékonyság maximumának elérésére.” (Kopányi [1989 p. 312])

a következő egyszerű példát. Legyen adott egy elosztási probléma, amikor 15 banánt kell elosztanunk 5 személy, B , A , P , E és I között. A $D(1)$ állapotban B 5db, A 4 db, P 3 db, E 2 db, I pedig 1 db banánnal rendelkezik. Tegyük fel most, hogy a felosztható banánok mennyisége valamilyen oknál fogva növekszik. Ilyenkor azt a $D(2)$ állapotot, ahol a banánok eloszlása $(6,4,3,2,1)$, és azt a $D(3)$ állapotot, ahol ugyanez az eloszlás $(5,4,3,2,2)$, a $D(1)$ -nél egyaránt kedvezőbb „kimenetnek” kell felfognunk, holott az előbbi esetben növekedtek, az utóbbi esetben pedig csökkentek az egyenlőtlenségek. Az össz-jólét és az átlagos jólét kritériuma ugyan egyaránt előnyben részesíti $D(1)$ -gyel szemben a másik két elosztási állapotot, ám nem tud különbséget tenni a $D(2)$ és a $D(3)$ között.

A III. elosztási elv esetében egy kicsit más problémával állunk szemben. Itt a Pareto-kritérium ad némi eligazítást arra vonatkozóan, hogy mely elosztási kimenetek nem tartoznak az elfogadható lehetőségek halmazába (nevezetesen azok, amelyek valaki számára a *status quo*hoz képest rosszabb helyzetet eredményeznek), ám nem tesz különbséget a szélsőségesen inegalitáriánus és a szélsőségesen egalitáriánus megoldások között. Hogy az előbbi példánknál maradjunk: tegyük fel, hogy nem egy, hanem 10 új banánt oszthatunk szét az előbbi példa szereplői között. Ekkor a $D(5,4,3,2,1)$ állapothoz képest a $D(15,4,3,2,1)$ megoldást paretoi értelemben ugyanúgy javulásnak kell felfognunk, mint a $D(5,5,5,5,5)$ elosztási állapotot. A pareto-kritériumra tehát nem azt kell mondanunk, hogy általában érzéketlen az elosztásra, hanem azt, hogy nem tud különbséget tenni olyan megoldások között, amelyeknek azonban társadalompolitikailag nagyon eltérő következményei lehetnek.

A IV. esetben még bonyolultabb a helyzet. Egyrészt az egyenlőtlenségeknek sokféle, esetenként nem ugyanazt a végeredményt adó mérőszáma van. Másrészt még akkor is, ha kiválasztottuk a céljainknak látszólag leginkább megfelelő mérőszámot, könnyen előfordulhat, hogy bizonyos elosztási állapotokat nem leszünk képesek értékelni az eredmények kétértelműsége miatt.³³

³³ Ezt látni fogjuk később, például akkor, ha megfigyeljük, hogy két olyan eloszlás esetén, amelyeknek a Lorenz-görbék által mutatott grafikus reprezentációja egymást metsző görbéket eredményez, különösen akkor, ha még a Gini értéke is megegyezik, nem tudjuk megmondani, hogy melyik az „egyenlőbb” eloszlás.

2.1.2. Eloszlási és jóléti összehasonlítási axiómák

Az egyenlőtlenségi mérőszámokkal kapcsolatos axiómákat számos irodalom számos különböző fogalmazásban írja le. Én a következőkben egy közepesen részletes axiomatizálást mutatok be az alternatív társadalmi állapotok egyenlőtlenségi és a társadalmi jóléti rendezéseire vonatkozóan.³⁴

Anonimitási axióma. Ez az axióma azt mondja ki, hogy az egyenlőtlenségi mérőszámok értéke nem függhet attól, hogy kik rendelkeznek adott nagyságú jövedelmekkel. Vagyis: a jövedelemeloszláson belül az egyes x_1, x_2, \dots, x_n jövedelem értékekhez tartozó személyi címkék valamennyi permutációja az eloszlási mérőszám nagysága szempontjából ekvivalens eredményt hoz. Megint másképpen: a rendezési elv az eloszlás más jellemzőire vonatkozó információkat irrelevánsnak tekinti, csak a jövedelmet (vagy a más alkalmasan kiválasztott jóléti indikátort veszi tekintetbe). Előbbi banános példánkkal élve $D(1)=A(4), P(3), E(2), I(1)$ eloszlást ekvivalensnek kell tekintenünk a $D(2)=P(4), I(3), A(2), E(1)$ eloszlással, továbbá az adott banáncsomagok összes többi lehetséges, az adott személyek közötti elosztásával.

Népességfüggetlenségi axióma. Ennek értelmében egy adott $D(1)$ jövedelemeloszlást ekvivalensnek tekintünk egy adott $D(2)$ jövedelemeloszlással, ha a $D(2)$ úgy jött létre, hogy $D(1)$ egyes megfigyelési egységeinek a számát azonos arányban megtöbbszörítettük. Megintcsak előbbi példánk szerint: $D(1)=A(4), P(3), E(2), I(1)$ eloszlást ekvivalensnek kell tekintenünk $D(2)=A(4), P(3), E(2), I(1), A(4), P(3), E(2), I(1)$ eloszlással.

Transzfer axióma. Az ún. Pigou–Dalton-féle transzfer axióma szerint egy $D(1)$ eloszlást egyenlőtlenebbnek kell tekintenünk egy $D(2)$ eloszlással szemben, ha $D(1)$ -t úgy hoztuk létre, hogy az eloszláson belül egy eredetileg alacsonyabb jövedelmű egyéntől egy magasabb jövedelműhöz csoportosítottunk át. Vagyis $I(D(1):5,4,3,2,1) > I(D(2):5,5,2,2,1)$, ha $I(\cdot)$ jelöli magát az egyenlőtlenségi mérőszámot. Transzfer érzékenységről akkor beszélünk, ha az egyenlőtlenségi mérőszámunk attól függően is képes különbséget tenni, hogy a jövedelem újraelosztására az eloszlás melyik régiójában (tehát például az átlag alatt vagy az átlag fölött) került sor. Előbbi példánknál maradva $I(\cdot)$ -nek mást kell jeleznie, ha

³⁴ Az ismertetésben a legátfogóbb és legfrissebb munka Cowell [1998]. Egyszerűbb, praktikusabb például Jenkins [1991]. Alapvető filozófiai kérdések tisztázását is célul kitűző munka Sen [1973]. Magyar nyelven a összefoglalót Hajdú [1990, 1997] ad. Alapvetően Cowell [1998]-t követem, de az ismertetés valamennyi itt említett munkára támaszkodik.

például $D(1)$ (5,4,3,2,1)-ből $D(2)$ (5,5,2,2,1)-be jutottunk és mást akkor, ha $D(3)$ (5,4,4,1,1)-be.

Az egyenlőtlenségi axiómák mellett számos társadalmi-jóléti axiómát fogalmaztak meg, amelyek közül a legfontosabb talán a monotonitási axióma.

Monotonitási axióma. Ennek az axiómának az értelmében egy adott $D(2)$ eloszlást jóléti szempontból magasabb rendűnek kell elfogadnunk $D(1)$ -hez képest akkor, ha $D(2)$ -be úgy jutottunk $D(1)$ -ből, hogy $D(1)$ eloszlás valamelyik eleme növekedett, miközben a többi változatlanul maradt. Ez tehát nagyon hasonlatos a Pareto-kritériumhoz: abban az esetben, ha a $D(1)$ eloszlás legalább egy eleme növekszik, miközben az összes többi változatlan marad, akkor az így nyert $W(D(2)) > W(D(1))$, ha $W(\cdot)$ jelöli a társadalmi jóléti szintet. Példánknál maradván $W(D(2):5,4,4,3,2,1) > W(D(1):5,4,3,2,1)$. Ennek az axiómának egy engedékenyebb változata az, amelyik szerint $W(D(2))$ nem csak akkor részesítendő előnyben $D(1)$ -gyel szemben, ha legalább egy egyén relatív pozíciója javul, hanem akkor is, ha valamennyi egyén abszolút pozíciója javul anélkül, hogy a relatív pozíciók átrendeződjenek (*egységes jövedelemnövekedési axióma*).

Végezetül meg kell említeni még két olyan axiómát, amelyek az egyenlőtlenség megítéléséhez is fontosak, de jó hasznukat fogjuk venni a szegénységi mérőszámok rangsorolásához/értékeléséhez is.

Skálafüggetlenségi axióma. Eszerint a jövedelmek egyenlőtlenségének mértéke nem változhat önmagában attól, ha az adott $D(1)$ eloszlás valamennyi elemét ugyanazzal a pozitív számmal megszorozzuk. Tehát $I(D(1)) = I(D(2))$, ha $D(1) = x_1, x_2, \dots, x_n$ és $D(2) = kx_1, kx_2, \dots, kx_n$. Banános példánk szerint $I(D(1):5,4,3,2,1) = I(D(2):15,12,9,6,3)$. Itt is van egy enyhébb változat: a *jövedelemátfordítás függetlensége* (*translation invariance*) azt jelenti, hogy a jövedelemkontúr akkor is változatlan marad, ha az eloszlás valamennyi tagjához ugyanazt a jövedelmet adjuk hozzá, vagy valamennyiből ugyanazt a jövedelmet vesszük el.

Tényezőkre bonthatóság. Ha ugyanaz a $D(1)$ jövedelemeloszlás két másik eloszlással (egyszer $D(2)$ -vel, egyszer pedig $D(3)$ -mal) keveredik úgy, hogy a három eloszlásban az átlagok megegyeznek egymással, akkor a létrejött keverék eloszlások rendezését kizárólag $D(2)$ és $D(3)$ viszonya határozza meg.³⁵ Formálisan: ha $I(D(3)) > I(D(2))$, akkor $I\{[1-$

³⁵ Cowell [1998 p.13]) Az eredeti jelöléseket itt és másutt is megváltoztattam, hogy a tanulmányon belül egységesek maradjanak.

$\delta\{D3+\delta D1\}>I\{1-\delta\{D2+\delta D1\}\}$. Banános példánk számait egy kicsit a feladathoz igazítva ez valahogy úgy festene például, hogy $D1(4,3,2)$, $D2(2,2,2)$, $D3(5,2,1)$ esetén $I(D4:4,3,2,2,2,2)$ és $I(D5:5,4,3,2,2,1)$ különbsége előállítható $I(D1)$ és $I(D2)$, valamint $I(D1)$ és $I(D3)$ lineáris additív kombinációjaként.³⁶

2.2. Mérészámok

A tanulmány a további fejezetekben a jövedelmek eloszlásának számos mérőszámát használja fel, illetve ismerteti. A felhasznált mutatókat részletesen definiálja és elemzi az 1. Függelék. Jelölje Y a jövedelmet, N a népességet. Ekkor $D(Y)$ eloszlás meghatározható az y_i ($i=1,2,3, \dots, n$) egy lehetséges elrendezéseként. Jelöljük az adott népességen belüli legkisebb jövedelmet az y_{min} , a legnagyobbat pedig y_{max} konvencióval. Az adott népességen belül jelölje $\mu = (1/n)\sum y_i$ a jövedelmek átlagát, γ pedig azt a jövedelmi értéket, ami ahhoz az egyénhez tartozik, akinek az y_i -re rendezett népességen belüli sorszáma $n/2$ (vagyis a medián személyhez tartozó jövedelmet). Ekkor az adott $D(y)$ eloszlás egyszerűen jellemezhető bizonyos alapvető statisztikai mérőszámokkal.

A mérőszámok lehetnek eloszlási típusúak, illetve szóródási típusúak, kombinálhatják ezeket a jellemzőket és építhetnek az eloszlások valamilyen más speciális jellemzőire. Az **eloszlási típusú mérőszámok** egyik része (terjedelem, decilisek aránya, a percentilisek aránya, az eloszlások percentilis értékei a medián százalékában) az eloszlás egészét, másik része (például az abszolút vagy relatív szegénységi ráta) a jövedelemeloszlás szélét (elsősorban az alsó szélét, tehát a szegénységet) igyekszik jellemezni. E mutatók közös hátránya egyfelől a szélső értékekkel szembeni érzékenység, másfelől pedig az, hogy az empirikus eloszlások számos fontos jellemzőjét figyelmen kívül hagyják. Nem mondanak például semmit arról, hogy a jövedelemeloszlás „belsejében” miképpen jellemezhetők a megfigyelési egységek közötti különbségek. Az ismertetett axiómák segítségével azt mondhatjuk róluk, hogy noha valamennyien megfelelnek az anonimitási és a népességfüggetlenségi axiómának, egyikük sem tud eleget tenni a transzfer axiómának és a tényezőkre bonthatóság feltételének, ráadásul nem is skálafüggetlenek és nem tesznek eleget a monotonitási

³⁶ A tényezőkre bonthatóság egy nagyon fontos és az utóbbi időben egyre többször használatos elvárás az egyenlőtlenségi mérőszámokkal szemben. Az adatállományok és adatfeldolgozási technikák fejlődése, valamint az elemzésekkel szemben támasztott növekvő statisztikai és társadalompolitikai igények egyaránt ebbe az irányba mutatnak.

axiómának sem. Az 1. Függelék ugyanakkor bemutat néhány finomítási lehetőséget, ami ezeket a problémákat enyhíti.

A **szóródási típusú mérőszámok**³⁷ az eloszlás valamennyi elemének figyelembe vételével fejezik ki az eloszlás jellemzőit. Egyik csoportjába azok a mutatók tartoznak, amelyek az egyedi értékeket az átlaghoz viszonyítják (átlagtól való átlagos eltérés, a variancia (szórásnégyzet), a standard eltérés (szórás), a relatív szórás (*coefficient of variation*), a négyzetes relatív szórás (*squared coefficient of variation*). A relatív szórás és a négyzetes relatív szórás előnye, hogy valamennyi jövedelmi szinten érzékenyek a jövedelmi transzferekre. A négyzetes relatív szórásnak még megvan az az előnye is a relatív szórással szemben, hogy a különböző jövedelmi szinteken megvalósuló transzfereknek különböző súlyt ad. (Sen [1973]) A mutatók egy része a jövedelem logaritmusát alkalmazza. Ebbe a típusba tartoznak a logaritmikus variancia, valamint a logaritmusok varianciája és erre az alapra helyeződött a logaritmusok átlagos eltérését (MLD) mérő formula is. Az MLD számos pozitív tulajdonsággal rendelkezik, többek között azzal, hogy additívan tényezőkre bontható, tehát a vele bizonyos eloszlásra mért egyenlőtlenségek nagysága előállítható a szóban forgó eloszlás által magában foglalt, egymást kölcsönösen kizáró résznépességek egyenlőtlenségi értékeinek összegeként.

Az egyes értékek összes párjának eltéréseire épül a jövedelemegyenlőtlenségi irodalomban leggyakrabban használatos Gini-együttható, aminek rengeteg különféle képlete ismeretes, a legegyszerűbb a

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

formula. G értéke 0 és 1 között lehet. Az előbbi értéket akkor veszi fel, ha az adott népességben nincs szóródás (minden érték egyforma) utóbbit pedig akkor, ha teljes a jövedelmek koncentrációja (azaz olyan eloszlással állunk szemben, ahol minden jövedelem egy megfigyelési egységnél koncentrálódik).

Miközben szinte valamennyi mérvadó statisztikus hosszasan elmélkedik a Gini-együttható hiányosságain, a gyakorlati elemzések jelentős része mégis ezt használja. A

³⁷ E mutatók előnyeinek és hátrányainak ismertetéséhez (ahogy ez ilyenkor lenni szokott) nem találtam olyan irodalmat, aminek a logikája és analitikus mélysége egyaránt megfelelt volna annak, amire ebben a tanulmányban szükség van. Ezért a mérőszámok elemzésében több irodalomra párhuzamosan támaszkodom. Sen egyszerű, ám filozófiai értelmét tekintve mély írása (Sen [1973]) mellett Jenkins [1991] lényegretörő elemzése, valamint Cowell [1998] alapos, részletes, precíz, sok részletre kiterjedő írása szolgáltatott alapot. Seidl [1988] is hasznos áttekintést ad. Az ebben a műfajban elérhető két legkiválóbb magyar nyelvű munka Hunyadi–Mundruczó–Vita [1997] és Hajdú [1997] írásai.

Gini előnye például az, hogy lehetséges értékeinek halmaza jól definiált terjedelmet vehet fel, ennél fogva könnyen interpretálható. A Gini egy kiterjesztése képes arra, hogy negatív jövedelmeket is tekintetbe vegyen. A Gini nem egyéb, mint a népesség összes tagja által birtokolt jövedelmek súlyozott összege, ahol a súlyokat az adott jövedelembirtokosok nagyság szerinti rangpontszáma adja.³⁸ A mutató értéke nem függ az átlag szintjétől. Egyik nagy hátránya viszont ennek a mutatónak, hogy bizonyos esetekben nem ad egyértelmű eredményt. Például könnyen előfordulhat, hogy két jövedelemeloszlásra vonatkozóan a Lorenz-görbék metszik egymást ugyanakkora Gini mellett. Ekkor az egyenlőtlenség nagyságára vonatkozó értékelésünk attól függ, hogy milyen súlyokat adunk a „gazdagoknak” és a „szegényeknek”. Ez azonban már a saját, a társadalmi jóléti függvény alapjával kapcsolatos feltételezésünk (más szavakkal: ideológiai beállítottságunk) függvénye.

Szintén az összes érték tekintetbe vételére épül az ún. Theil-féle entrópia mutató (Theil [1970]), aminek alapjai a valószínűségelmélethez és a statisztikai termodinamika elméletéhez nyúlnak vissza. Egy eloszlás minden eleméhez tartozik egy relatív előfordulási gyakoriság. A Theil-mutató ezt egy logaritmikus specifikációval súlyozza, aminek értelmében relatíve nagyobb súlyokat kapnak a kisebb előfordulási gyakoriságú esetek. Ha van egy N számból álló népességünk, akik egyesével $y_i (i=1, 2, \dots, N)$ hányadát kapják az összes jövedelemnek, akkor az összes részarány együttvéve 1-re összegződik. Teljes egyenlőség akkor áll fenn, ha mindenkinek ugyanakkora a jövedelme, tehát $y_i=1/N$ valamennyi i -re, és az egyenlőtlenség akkor maximális, ha valamennyi jövedelem egy megfigyelési egységénél koncentrálódik. Az y_1, y_2, \dots, y_n jövedelem részesedések entrópiája tehát a $H(y)=\sum_{i=1, \dots, n} (y_i \log(1/y_i))$ formulával írható fel. Ez lenne a jövedelemegyenlőség mértéke. Számos esetben hasznosabb azonban, ha inkább a jövedelemegyenlőtlenség mértékét használjuk, amit úgy kaphatunk meg, hogy ha az egyenlőtlenségi indexet levonjuk a saját maximális értékéből, tehát a Theil-féle *egyenlőtlenségi mérőszámot* a

$$\log N - H(y) = \sum_{i=1, \dots, N} (y_i \log N y_i)$$

formula segítségével kapjuk meg.³⁹

³⁸ Cowell [1998 p. 26] megfogalmazása.

³⁹ További részleteket tartalmaz a Theil-mutatóról az 1. Függelék.

A Theil-féle egyenlőtlenségi mérőszámnak számos előnye van, ezért sok elemző az általánosan használatos Gini-mutatóhoz képest inkább ezt ajánlja felhasználásra. A Theil-mutató ugyanis, miközben eleget tesz az egyenlőtlenségi mérőszámokkal szemben szokásosan megfogalmazott kritériumoknak, még additívan tényezőkre is bontható, ami nagy előny akkor, ha az egyenlőtlenségek változására oksági magyarázatot szeretnénk adni.

Cowell [1995] bizonyította, hogy az összes egyenlőtlenségi mérőszám, amelyik megfelel az összes fent említett (anonimitási, népességfüggetlenségi, transzfer, skálafüggetlenségi és tényezőkre bonthatósági) axiómáknak, az Általánosított Entrópia (Generalized Entropy, GE) mérőszámok osztályába tartozik. Az ebbe az osztályba tartozó mérőszámok általános formája a

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

alakba írható, ahol n a mintában szereplő megfigyelési egységek száma, y_i az i -edik megfigyelési egység jövedelme, μ az összes y_i számtani átlaga, α pedig egy olyan paraméter, amit attól függően adunk, hogy milyen súlyt szánunk az eloszlás különböző szintjein levő megfigyelési egységek jóléti szintjének. α alacsonyabb értékeivel a jövedelemeloszlás alsó régióira érzékenyebb mérőszámot hozunk létre, α magasabb értékei pedig az eloszlás magasabb tartományaiban teszik érzékenyebbé a mutatókat. Az α paraméter értékeinek 0-ra, 1-re és 2-re állításával az MLD, a Theil- és a $CV = SCV^{1/2}$ mutatókat állítjuk rendre elő.⁴⁰

Az itt ismertetett szóródási típusú mérőszámok közül tehát a logaritmikus variancia és a logaritmusok varianciája nem skálafüggetlenek, továbbá a transzfer axiómát sem elégítik ki. A relatív szórás és a négyzetes relatív szórás, valamint a Gini és a Theil viszont egyaránt kielégítik a *transzfer axiómát*⁴¹, viszont az összes mutató közül mindössze a *Theil-mutató transzferérezékeny*. Ezzel visszajutottunk a társadalmi jóléti függvények problémájához.

⁴⁰ Litchfield [1999 p. 3] megfogalmazásai.

⁴¹ Bizonyítást lásd Jenkins [1991 pp. 18–19]

2.3. Az egyes mérőszámok jóléti tartalma: visszatérés a társadalmi jóléti függvényekhez

A társadalmi jóléti függvényeknek nem az az elsődleges célja, hogy alternatív eloszlásokat értékeljenek. Alapvetően az a cél velük, hogy a társadalmi jólét szintjének méréséhez adjanak segítséget. Hogy ennek a két dolognak a különbségét érzékeltetni tudjuk, később pedig képesek legyünk arra, hogy a szóban forgó hatásokat egymástól szeparáljuk, írjuk fel a társadalmi jóléti függvényt a

$$W = \mu V((y_1/\mu), (y_2/\mu), \dots, (y_n/\mu))$$

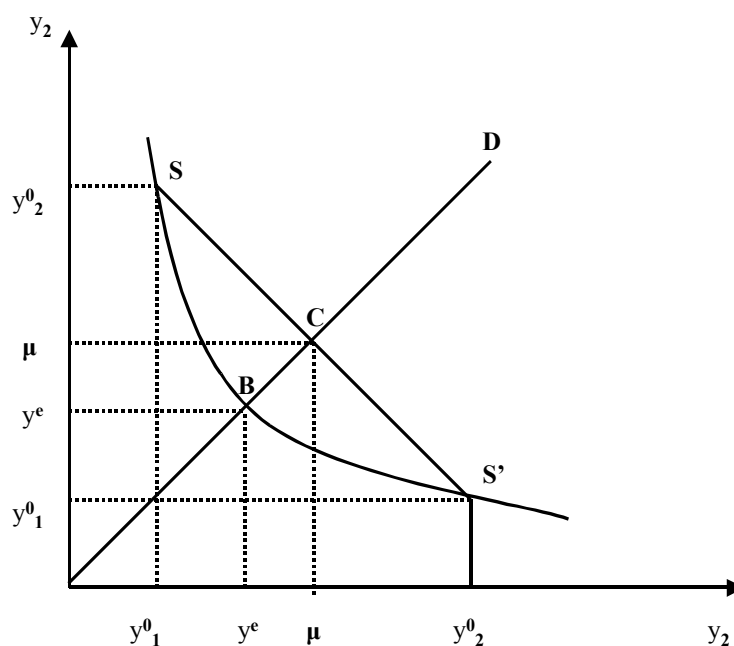
alakban.⁴² Mivel a társadalom jóléti szintje e formalizálás szerint egyenlő az átlagjövedelemmel, ha az eloszlás teljesen egyenlő, akkor abban az esetben ha veszünk egy egyenlőtlen eloszlást, a társadalmi jólét csak kisebb lehet az átlag által meghatározott értéknél. A társadalmi jólétet tehát felírhatjuk a

$$W = \mu(1-I)$$

formában, ahol az I egyenlőtlenségi mérőszám a teljes egyenlőségtől való eltérést az egyenlőtlenség költségeként fejezi ki. I értéke a teljes egyenlőség esetén nulla, az egyenlőségtől való eltérések esetén pedig az eltérés mértékével együtt növekszik. A 3. ábra a társadalmi jólétet és az egyenlőtlenségi mérőszámokat mutatja egy kétszereplős gazdaságban.

⁴² Itt a logika ugyanaz, mint Deatonnál ([1997 pp. 136–140]), csak a jelölések különböznek egy kicsit.

3. ábra: Jövedelemegyenlőtlenség és társadalmi jólét



Forrás: Deaton [1997 p. 137]

A tengelyek az egyes szereplők jövedelmi szintjét mutatják, S pontban van az aktuális *status quo*. Ekkor a $D0(y_1^0, y_2^0)$ eloszlás valósul meg, tekintettel azonban arra, hogy a társadalmi jóléti függvény szimmetrikus (eleget tesz az *anonimitási axiómának*), ez az eloszlás jóléti szempontból ekvivalens azzal, ami az S' pontban valósul meg, ha S és S' szimmetrikusak az OD (45°) egyenesre. Az SCS' egyenes az $Y=y_1+y_2$ pontokat reprezentálja, tehát ugyanahhoz az összes jövedelemhez rendelt lehetséges elosztásokat, és C pont mutatja a teljesen egyenlő elosztást, ahol $y_1=y_2=\mu$. A 45 fokos egyenesen elhelyezkedő B pont és az S , valamint az S' pontok ugyanazon a társadalom jóléti szintje szempontjából indifferens elosztásokat jelző görbén helyezkednek el. Minden társadalmi jóléti szinthez tartozhat egy ilyen társadalmi jóléti indifferencia görbe, amelyek közül azok jelentik az alacsonyabb társadalmi jóléti szintet, amelyek az SBS' -től az origóhoz közelebb helyezkednek el. Ennek a társadalmi indifferencia görbének az alakja azt mutatja, hogy a társadalom mennyire utasítja el az egyenlőtlenséget (milyen mértékű az egyenlőtlenség-averzió az adott társadalomban). A W társadalmi jóléti függvény, ha preferálja az egyenlőséget, akkor konkáv. Ez nem egyebet jelent, mint azt, hogy minél nagyobb a két személy közötti jövedelmi különbség, annál kisebb az a csökkenés, amit az alacsonyabb jövedelmű egyén helyzetében a társadalmilag indifferens állapotok megengednek. Az indifferencia görbültségének mértékét az

egyenlőség iránti preferencia szabja meg. Egyik szélsőség az $Y=y_i+y_j$ egyenes, ami az $(Y,0)$ és a $(0,Y)$ pontokban metszheti a koordináta tengelyeket (vagyis: megengedi a teljes egyenlőtlenséget is). A másik szélsőség az, ha semmilyen átváltás nem engedhető meg a szegények jövedelmei között (ezt egy olyan társadalmi jóléti függvény reprezentálná, amelyiknek a két szára párhuzamos a koordináta-rendszer tengelyeivel). Ez egy olyan esetet mutatna be, amikor a progresszív transzferek csak akkor csökkentik az egyenlőtlenséget, ha növelik a legrosszabb helyzetben levő egyén jövedelmeit.⁴³

A társadalmi jóléti függvény-típusú megközelítés nagy előnye, hogy segítségével elkerülhetjük azt a hibát, hogy a társadalom jólétét összekeverjük magának az egyenlőtlenségi mérőszámnak az értékével.⁴⁴ Néha előfordul, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek mértéke növekszik, miközben a társadalom jóléte is növekszik (például az átlagos jövedelmek növekedése a legmagasabb jövedelműek átlag feletti növekedésével valósul meg). Ha visszatérünk a $W=\mu(l-I)$ függvényre, láthatjuk, hogy az egyszerre veszi tekintetbe a két tényezőt. Vizsgáljunk most már azt kell, hogy mekkora az az általános jövedelemnövekedés, ami megengedhetővé teszi az egyenlőtlenségek növekedését. (Ez nagyon érdekes etikai és statisztikai kérdéseket vetne fel, terjedelmi okokból azonban ezeket egyelőre félretesszük.)

Az eddig alkalmazott statisztikai egyenlőtlenségi mérőszámok esetén azt tettük, hogy megfogalmaztunk valamilyen, az egyes egyedi értékek közötti összefüggést, majd megnéztük, hogy a kapott mérőszám összhangban van-e az előre lerögzített axiómáinkkal. Atkinson [1970b] fordítva járt el: specifikált egy társadalmi jóléti függvényt és abból vezette le az egyenlőtlenségi mérőszámok egy lehetséges családját. Fentebb láthattuk, hogy egy egyenlőtlenségekkel szembeni averziót megtestesítő társadalmi jóléti függvény esetében az egy főre jutó jövedelem a B pontban kisebb, mint az S pontban (hiszen B az SCS' egyenes alatt helyezkedik el). A különbségért az E pontban elért nagyobb egyenlőség kompenzál. Atkinson az ehhez a ponthoz tartozó y_e értéket nevezi „egyenlően elosztott ekvivalens jövedelemnek”. Ez az a jövedelmi szint, amely mellett az aggregált jólét változatlan marad, ha e jövedelemmel helyettesítjük az aktuális jövedelmeket. Olyan társadalmi jóléti függvény esetén, amelyik az egyenlőséget preferálja, y_e kisebb, mint μ , tehát – e megfogalmazás szerint – ugyanaz a társadalmi jóléti szint alacsonyabb átlagos jövedelmek mellett is elérhető, ha nagyobb a

⁴³ Jenkins [1991 p. 21]

⁴⁴ Deaton [1997 p. 137]

jövedelmek egyenlősége. Az egyenlőséget az ábra terminusaiban tehát az OB/OC arány (másképpen az y_e/μ arány) méri. Az Atkinson [1970] által javasolt egyenlőtlenségi index pedig a BC/OC aránnyal határozható meg.

Atkinson kiindulási pontja a

$$W = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} [(y_i)^{1-\varepsilon}] / (1-\varepsilon), \text{ ahol } \varepsilon \neq 1 \text{ és}$$

$$\ln W = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} \ln(y_i), \text{ ha } \varepsilon = 1$$

formájú társadalmi jóléti függvények.⁴⁵ Az $\varepsilon \geq 0$ paraméter az egyenlőtlenség-averzió mértékét méri. Minél nagyobb értéket vesz fel ez a paraméter, annál nagyobb az egyenlőtlenséggel kapcsolatos averzió: a 3. ábrán a B pont annál közelebb kerül az origóhoz. Abban az esetben, ha ε értéke közelít a végtelenhez, akkor a társadalom jóléti szintjének megítélésében már semmi sem számít, csak a szegények jóléte.⁴⁶

Az Atkinson egyenlőtlenségi mérőszámok családja a következő formulával adható meg:⁴⁷

$$I_A = 1 - (y_e/\mu).$$

y_e behelyettesítésével pedig:

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

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

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

Az I_A -re vonatkozó meghatározás közelebbi vizsgálata szerint nagyon világos az Atkinson mérőszám értelmezése. Ha az Atkinson mérőszám értéke 0,3 (=1-0,7), akkor a társadalmi jólét jelenlegi szintjéhez az átlagos jövedelmek jelenlegi szintjének 70 százalékára lenne szükség.

Érdeemes felidézni Jenkins [1991] nagyon személetes példáját arra vonatkozóan, hogy az egyenlőtlenség-averzió mértéke hogyan reflektál az újraelosztásból származó hatékonysági veszteség problémájára. A gondolatmenet szerint, ha adott egy R gazdag ember, akitől adózási/támogatási politikák révén 1\$ összeget átcsoportosítanak egy P szegény emberhez, akkor ezt az egyenlőtlenségtől idegenkedő emberek támogatják.

⁴⁵ Deaton [1997 p. 138] levezetése.

⁴⁶ A szó szoros értelmében ez jelentené a Rawls-féle maximin elv érvényesülését. (Rawls [1972])

⁴⁷ Levezetéseket lásd többek között Atkinson [1970b], Jenkins [1991 pp. 27-28], Deaton [1997 p. 138].

Ugyanakkor biztosan vannak olyanok, akik az átcsoportosítást akkor is támogatják, ha az hatékonysági veszteséggel jár.⁴⁸ Ha R jövedelme mondjuk négyszerese P jövedelmének, akkor a maximális adó, amit a társadalom hajlandó kivetni R -re, hogy P hozzájusson a neki szánt 1\$-hoz, 4^ε dollár lesz.⁴⁹ A példából nagyon jól kiviláglik, hogy az Atkinson index konstrukciója szerint rendkívül „egyenlőség-párti”. Az ε paraméter egynél nagyobb értékei már meglehetősen abszurd újraelosztást is lehetővé tevő egyenlőtlenség-averziót mutatnak, statisztikai célokra azonban az $0 < \varepsilon < 2$ értékek gyakran használatosak.

Az Atkinson-indexhez és a GE típusú egyenlőtlenségi mutatók osztályához hasonlóan paramétrezhető a Foster–Greer–Thorbecke-index (továbbiakban FGT-index), amely a szegénységi rés (részletek az 1. Függelékben) közvetlen általánosítására épül: lehetőséget ad arra, hogy a képletben szereplő α paraméter értékeinek megválasztásával különböző súlyokat adjunk a szegénységi résznek (értékítéletünktől függően különböző jelentőséget tulajdonítsunk a szegénység mélységének). Az index felírható a

$$P_{FGT} = (1/n) \sum_{i=1 \rightarrow p} ((k-y_i)/k)^\alpha$$

formában, ahol α a szegénységgel kapcsolatos érzékenységet mutató paraméter mértéke, $\alpha \geq 0$. Minél nagyobb α értéke, annál nagyobb súlyt rendel a legszegényebb szegényekhez, annál nagyobb mértékben „bünteti” a mélyebb szegénységet. A mutató értéke $\alpha=0$ esetén maga a szegénységi arány lesz, $\alpha=1$ -nél a szegénységi arány és az átlagos szegénységi rés szorzatát kapjuk (ez annyit tesz, mintha az egész n elemű népességre „szétterítettük volna” a relatív szegénységi részt), míg $\alpha=2$ -nél a relatív szegénységi részt négyzetre emelve érjük el azt, hogy a mélyebb szegénység nagyobb súllyal essen latba. A FGT-mutató $\alpha=2$ értéke mellett valamennyi fentebb említett

⁴⁸ Okun szavaival megfogalmazva, ha az újraelosztás kosara különféle adminisztratív veszteségek miatt lyukas. (Okun [1975])

⁴⁹ Ennek megfelelően, ε különféle értékei mellett R adója a következőképpen alakul (Jenkins [1991 pp. 28–29]):

$\varepsilon =$	Adó (\$)	
0,0	4^0	= 1,00
0,25	$4^{0,25}$	= 1,41
0,5	$4^{0,5}$	= 2,00
1,0	4^1	= 4,00
2,0	4^2	= 16,00
4,0	4^4	= 256,00

axiómának – a monotonitás, a transzfer, az érzékenységi, a szimmetria és a dekompozíciós axiómának is – megfelel.

Az összehasonlító statisztikai irodalom egyre nagyobb hányada használ efféle paraméterezhető mutatókat a szegénység és az egyenlőtlenségek jellemzésére. A szóban forgó mutatók kétségtelen előnye, hogy módot adnak arra, hogy alternatív értékítéletek és előfeltevések mellett mutassuk be a jövedelemeloszlás jellemzőit, esetleg teszteljük az eredmények robusztusságát az alternatív definíciók használatával.⁵⁰

A fejezet végén érdemes röviden kiemelni néhány, a fentiekben elemzett egyenlőtlenségi mérőszám tulajdonságát. Az egyenlőtlenségi mérőszámokkal végül is az a célunk, hogy empirikusan megfigyelt jövedelemeloszlásokat értékeljünk olyan mutatók segítségével, amelyek tömören, összefoglalóan jellemzik az adott eloszlásokat. Annak a ténynek, hogy fontos számunkra az összefoglaló jelleg és a tömörség, ára van. Ez az ár, hogy a bemutatott mutatók mindegyike bemutatja ugyan az eloszlások jellemzőjét, mindegyiknek van azonban olyan tulajdonsága, amelyik kevésbé vonzó, mint valamelyik másik mérőszám hasonló tulajdonsága. Ezért aztán, ha kiegyensúlyozott elemzésre törekszünk, nincs más lehetőségünk, mint egyszerre használni alternatív mérőszámokat és az elemzésben kihasználni, hogy mindegyik más jellemzőjét ragadja meg a jövedelemeloszlásnak. Az 1. Függelék többek között erre is mutat példákat. Bemutatja néhány mutató érzékenységét a jövedelemeloszlás különböző tartományaiban bekövetkezett transzferekre. Az eljárás eredményeként az látható, hogy a Gini kevésbé érzékeny a jövedelemeloszlás két szélén bekövetkezett változásokra, az MLD- és az Atkinson (.5)-indexek inkább a jövedelemeloszlás alsó régióiban, az SCV pedig inkább a felsőbb régiókban érzékenyek a jövedelemváltozásra. Célszerű ezért felváltva, illetve egymással párhuzamosan használni őket a jövedelemeloszlás változásainak jellemzésére.

2.4. Konceptuális kérdések, adatforrások és egyéb bizonytalanságok

A szegénység és egyenlőtlenség konceptualizálása és operacionalizálása számos kutatási részletkérdés tisztázását teszi szükségessé. Ilyen kérdések például, hogy a jövedelmet vagy annak esetleges alternatíváit tekintjük az egyenlőtlenségek meghatározó dimenziójának? Milyen időperiódusban és milyen megfigyelési

⁵⁰ Az 1. Függelék az itt említetteken kívül számos más definíciót és mérőszámot is bemutat.

egységekre vonatkozóan vegyük számba a jövedelmeket? Milyen, a mintavételben és az adatfelvételi tervben szereplő részletek lehetnek befolyással az egyenlőtlenségek mért nagyságára. A tanulmány 2. Függeléke részletesen foglalkozik ezekkel a módszertani kérdésekkel hiszen az ide vonatkozó döntések jelentős mértékben befolyásolhatják azt a képet, amit az egyenlőtlenségek és a szegénység alakulására vonatkozóan kaphatunk. (Jenkins [1991])

A szóban forgó döntések közül talán a legfontosabb kérdés a **megfigyelési egység megválasztása**. A jövedelemeloszlási statisztikák leggyakrabban az egyéneket, a nukleáris családot vagy a háztartást tekintik megfigyelési egységnek. A statisztikai és szociológiai célú vizsgálatok általában ennél nagyobb egységeket (vérségi alapon meghatározott családokat vagy gazdasági elszámolás szerint egybe tartozó háztartásokat) tekintenek megfigyelési egységnek. Ennek a megkülönböztetésnek nem egyszerűen technikai vagy statisztikai jelentősége van, hanem filozófiai, közgazdasági vonatkozásokat is magában hordoz. Arról van szó, hogy a személyes jövedelmek alapvetően a munkaerőpiacon alakulnak ki, az egyének erőfeszítéseit értékelik, honorálják. Ebben az értelemben a személyes jövedelmeknek a társadalom működése szempontjából funkcionális jelentősége van. A háztartások jövedelmei társadalmi szempontból megélhetési forrást jelentenek, kialakulásuk a munkaerőpiacon kívül a jóléti rendszerhez is kötődik, felhasználásuk viszont az életstílus, életvitel, fogyasztási szokások által határozódik meg.⁵¹

Bármilyen vizsgálati egységet választunk is a gazdasági jólét vizsgálatokor, speciális előfeltevésekkel élük a gazdasági erőforrások feletti rendelkezésre vonatkozóan. Ha egyének a megfigyelési egységeink és csak az ő jövedelmeiket vesszük tekintetbe, akkor azt feltételezzük, hogy semmilyen jóléti transzferek nincsenek az egyes egyének között. Ha viszont családok vagy háztartások lesznek a megfigyelési egységeink, akkor azzal a feltételezéssel élünk, hogy az azonos családokba vagy háztartásokba tartozó egyének megosztják egymás között az erőforrásaikat. A háztartások fogyasztása mindig felosztható magánjavakra és közjavakra. A magánjavak fogyasztása exkluzív, egyik egyén fogyasztása az adott jószágból csökkenti a másik személy számára rendelkezésre álló javak mennyiségét. Tipikusan az élelmiszerek tartoznak ide. A közjavak fogyasztásában nincs rivalizálás, az egyik egyén fogyasztása nem csökkenti a másik fogyasztását: ha már fűtenek és világítanak egy adott lakásban, akkor a kétfős családnak

⁵¹ Erre az összefüggésre Kolosi Tamás hívta fel a figyelmemet.

nincs szüksége kétszer annyi fűtésre és világításra, mint az egyfős családnak. Ennek a mi szempontunkból azért van jelentősége, mert a háztartások kontextusában értelmezett közjavak mások által történő pótlólagos fogyasztása nem vagy nem arányosan emeli tovább az adott jószág költségeit. Az emiatt fellépő méretgazdaságosság becslése (vagyis a pótlólagos háztartástagokhoz tartozó fogyasztási súlyok hozzárendelése) meglehetősen nehéz feladat. Az ekvivalens jövedelmi szintek becsléséhez használhatunk *empirikus háztartási költségvetési adatokat*. Ez a háztartások gazdasági viselkedésének axiómáira építve két lépcsőben végezhető el. Először arra van szükség, hogy specifikálják a háztartások preferencia függvényét, ezen keresztül pedig a háztartások keresleti függvényét. Ezután következik a keresleti függvény konkrét empirikus becslése. A keresleti függvények meghatározására két lehetséges módot mutat be az irodalom (2. Függelék). Az egyik Engel [1895], a másik Rothbart [1943] munkájához nyúlik vissza.⁵² A fogyasztási szükségletek becslésének más eljárásai is vannak, például ha egyszerűen fogjuk a *szociálpolitikai rendszer jogosultsági kritériumait*, és azokat használjuk jóléti összehasonlítások céljára is, vagy egy harmadik eljárás lehet az, ha az emberek *szubjektív értékítéleteire* hagyatkozunk: megkérdezzük őket. (Kapteyn–van Praag [1976])

„Tökéletes megoldás” természetesen a fogyasztási súlyok meghatározására sincsen, és nem szabad elfeledkezni arról sem, hogy a fogyasztási súlyok funkciója végső soron az, hogy „elismert szükségletek” nagyságáról adjanak eligazítást. Ennélfogva mint ilyenek, az ekvivalencia-skálák definíció szerint normatívak, tehát elvileg is aligha lehet közülük az objektíve „helyeset” kiválasztani. Az empirikus szakirodalomban mindhárom eljárásra szép számmal lehet példákat találni. (Buhmann *et al.* [1988]; Bradbury [1992]; Förster [1994]; Deaton [1997]; Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995]; valamint Coulter–Cowell–Jenkins [1992b] adnak erről átfogó áttekintést.) Magyar adatokon Tóth [1994b] tett kísérletet a háztartásmérethez kapcsolódó ekvivalencia-skálák becslésére.

A szakirodalomban számos olyan elemzés is született, ami azt mutatja, hogy a családok jövedelmeit azok mérete szerint korrigáló ekvivalencia-skáláknak hatása van a szegénységről alkotott percepcióink alakulására. (Buhmann *et al.* [1988], Coulter–Cowell–Jenkins [1992b], Förster [1994], Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995]).

⁵² Részletes áttekintést lásd, Coulter, Cowell és Jenkins [1992b pp. 86–89], valamint Deaton [1997 4.3. fejezet]).

Magyarországra vonatkozóan a 2. Függelék mutat be részletes érzékenységi vizsgálatokat.

Coulter, Cowell és Jenkins [1992b], továbbgondolva Buchman *et al.* [1988] észrevételeit, általánosítva bizonyítja, hogy adott jövedelemeloszlás mellett az eltérő ekvivalencia-skálák használata szükségképpen eltérő szegénységi rátákat és egyenlőtlenségi mutatókat fog eredményezni. Az elméleti levezetést követően empirikusan is illusztrálják, hogy a Gini-együttható (G), a logaritmusok varianciája (V), valamint az $\alpha=0$ paraméterrel számított általánosított entrópia mérőszám ($GE_{\alpha=0}$) határozott U alakot mutat az ekvivalencia együttható $0 < e < 1$ növekvő értékeire. Az eloszlás alsó régióira érzékeny $GE_{\alpha=-1}$ mutató inkább növekvő, az eloszlás felsőbb régióira érzékeny $GE_{\alpha=1}$ mutató pedig inkább csökkenő értékeket mutat e növekedésével. (Részletesebben a 2. Függelékben lesz erről szó.) Ezt a vizsgálatok eredményei többé-kevésbé igazolják Magyarországra vonatkozóan is.

Az egyenlőtlenségi mérőszámok és a választott ekvivalencia-skála közötti nem lineáris kapcsolat miatt a nem kellően körültekintő elemzésnek komoly interpretációs következményei lehetnek. Atkinson, Rainwater és Smeeding [1995 p. 52] például az OECD-országokra vonatkozó áttekintésükben azt találták, hogy az ekvivalencia-skála megválasztásától függően egyes országokban az egyenlőtlenségek időbeni trendje eltérő lehet, sőt, bizonyos esetekben az rugalmassági együttható megválasztásától függően más lehet az egyenlőtlenségek országok közötti sorrendje is.

Az előbb jelzett konceptuális problémákon túl számos más okunk lehet arra, hogy bizonytalanok legyünk eredményeinkben, és kellő óvatossággal fogalmazzuk meg a társadalompolitikai következtetéseinket. Ezekkel részletesen a 2. Függelék foglalkozik. Az empirikus fejezetekben használt adatállományokat is részben ez, részben pedig a 3. Függelék ismerteti.

3. FEJEZET: A JÖVEDELEMELOSZLÁS DINAMIKÁJÁNAK SZERKEZETI MAGYARÁZATAI: HIPOTÉZISEK ÉS VIZSGÁLANDÓ KÉRDÉSEK A NYOLCVANAS–KILENCVENES ÉVEK MAGYARORSZÁGÁRA VONATKOZÓAN

A hazai jövedelemeloszlás alakulását számos gondolati foratókönyv segítségével igyekeztek leírni az utóbbi években. Ezen gondolatmeneteknek egy része „az állam” és „a piac” allegóriáival, ezek küzdelmével érvel, többnyire azzal a konklúzióval, hogy az állam csökkenti, a piac pedig növeli a jövedelmi egyenlőtlenségeket. A szóban forgó gondolatmenetek egy része, valószínűleg a marxista gyökerekhez visszanyúlva, a piacgazdaságok, a kapitalizmus növekvő egyenlőtlenségi rendszerét, az adott társadalmi rendet is szétfeszítő centripetális erőket emeli ki. A tőke és a munka kibékíthetetlen ellentétére hivatkoznak és az elméletben egyfelől a tőkekoncentráció, másfelől pedig a növekvő proletarizálódás jelenségét hiposztazálják. Ennek a gondolatmenetnek a populárisabb változata szerint „a kutya is odatesz, ahol már van”, valamint „a szegény embert az ág is húzza”.

Szintén az egyes társadalmi csoportok mozgásait elemezve, bár a problémát nem a társadalmi konfliktusok oldaláról megközelítve hasonló következtetésre jut az az irányzat, amely szerint a rendszerváltás előtti társadalmi szerkezetben kedvező pozíciót elért társadalmi csoportok a rendszerváltás során képesek a lépéstartásra, és korábbi kapcsolati és humán tőkéjüket a piacgazdaságban is „konvertibilis valutákra” tudják váltani. E tőkekonverzió révén a piacon is azok tudnak érvényesülni, akik a redisztribúcióban tudtak, így a gazdasági rendszerváltás csak erősíti a pozíciójukat, ezáltal növelve az egyenlőtlenségeket.

Egy másik elméleti álláspont szerint a piac nem hogy növelné, hanem éppenséggel csökkenti a jövedelmi egyenlőtlenségeket. Általános és a rendszerváltó országok gyakorlatától teljesen független levezetés, például a hayeki gondolatmenet, amely szerint a tiszta verseny révén – ami gyakorlatilag nem jelent mást, mint azt, hogy az egyes piacokon a belépési korlátok minimálisra csökkennek vagy megszűnnek – éppenséggel kiegyenlítődnek a hozamok mind a munkaerőpiacon, mind a tőkepiacon. Ezáltal a piacon *sui generis* jellemző verseny éppenséggel csökkenti és nem növelni fogja a jövedelmi egyenlőtlenségeket (vagyis a munkaerőpiacon és a tőkepiacon kialakuló relatív árakat).

Eltérő premisszákból ugyan, de ehhez hasonló következtetésre jut az az elmélet, amelyik inkább az intézményi sajátosságokat emeli ki, és a „piac” és a „redisztribúció” elosztási sémáját vázolja fel. Ezek szerint a piac és a redisztribúció elosztási sémája egymás hatásait kompenzálják. Amikor domináns a redisztribúció, akkor a piaci elemeknek van egyenlőtlenség csökkentő hatása, ha viszont a gazdaság mozgástörvényeit alapvetően a piaci folyamatok határozzák meg, akkor a redisztribúciónak vannak egyenlőtlenség csökkentő hatásai. Ezt végiggondolva a piac és a redisztribúció között egyfajta hullámmozgást tételezhetünk fel, ami a piacgazdaságra való áttérésnek – legalábbis az első szakaszában – a piac egyenlőtlenség-csökkentő hatásait fogja hangsúlyozni. (A rendszerváltás és a gazdasági átmenet társadalmi struktúrára gyakorolt hatásait részletesen bemutatja Kolosi, 2000.)

A szakirodalomban ezeken kívül számos *ad hoc* hipotézis a rendszerváltásnak nem az intézményi jellemzőit, hanem az azzal járó gazdasági recessziót, illetve felemelkedést emeli ki. Az egyik típus (amit nevezhetnénk a gazdasági növekedés (visszaesés) „leszivárgási (féregmozgás) hipotézisének” is) a következőképpen érvel. Gazdasági visszaesés esetén nőnek az egyenlőtlenségek: a veszteségeket először a legalacsonyabb státusú rétegek szenvedik el, ezért az első periódusban a szegények szegényebbé válnak, s emiatt nőnek az egyenlőtlenségek. (Egy másik gondolatmenet ehhez képest pontosan ellentétes következtetésekre jut. Aszerint ugyanis gazdasági visszaesés esetén csökkennek az egyenlőtlenségek, hiszen a veszteségeket először a legalacsonyabb státusú rétegek szenvedik el, azonban az állami programok ezeket a hatásokat tompítani igyekeznek, amiből összességében a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkenése következik.)

A „féregmozgási” hipotézis szerint gazdasági fellendülés esetén viszont előbb növekszenek az egyenlőtlenségek, aztán elkezdenek csökkenni: a növekedés „felülről lefelé” éri el az egyes társadalmi csoportokat (a felső rétegek előbb „megugranak”, majd a középrétegek „felzárkóznak” hozzájuk).

Összességében azonban számos *ad hoc* feltevés, tisztázatlan oksági láncok, ingatag prediktív erő jellemzi a jövedelemeloszlás empirikus változásának magyarázat-kísérleteit. A tanulmánynak ebben a fejezetében négy, többé-kevésbé koherens és ellenőrizhető gondolatmenetet ismertetek. Ezek közül mindegyik külön-külön és egymást kiegészítve is segítségünkre lehet a rendszerváltás utáni évek jövedelmi folyamatainak magyarázatában. Az első a gazdaság szerkezeti átalakulásával, a második

az iskolázottsági szerkezet megváltozásával, a harmadik a gazdasági konjunktúrával, a negyedik pedig a gazdasági rezsimváltás intézményi következményeivel hozza összefüggésbe a jövedelemeloszlás alakulását. Az ötödik alfejezetben megpróbálom mindezeket együtt értelmezni a kilencvenes évek Magyarországnak kontextusában.

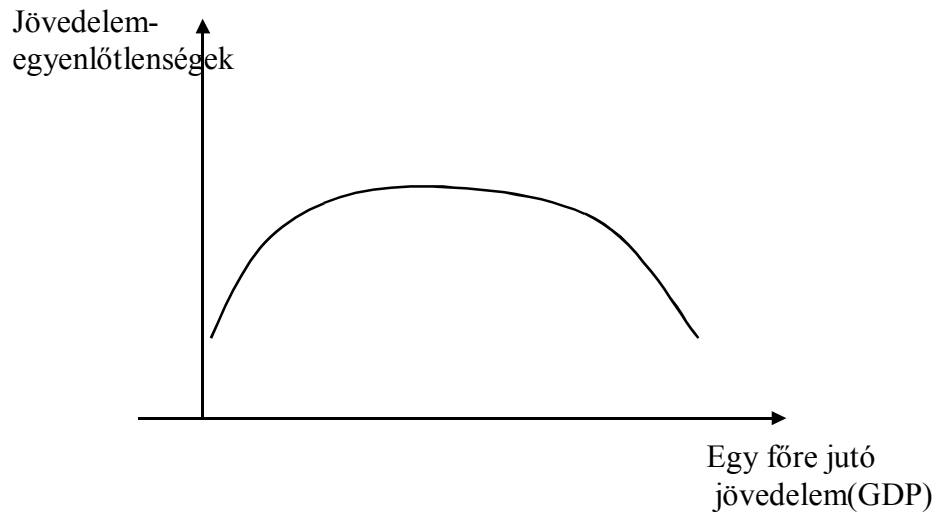
3.1. A gazdasági-demográfiai szerkezet és a jövedelemeloszlás alakulása

A népesség **demográfiai szerkezete** több vonatkozásban is azonnali hatást gyakorol a jövedelemeloszlásra. (Heerink [1994]) Először is, a népesség korszerkezete, illetve annak megváltozása közvetlenül megváltoztatja az egyenlőtlenségi mérőszámokat. Tekintettel arra, hogy az egyének életkora és jövedelmei között létezik egy szisztematikus összefüggés, nyilvánvaló, hogy az életkori arányok megváltozása közvetlen önálló hatást is gyakorol a jövedelemeloszlás alakulására. Másodsor, a differenciális termékenységi arányok alakulása megint csak fontos lehet, hiszen a termékenység – magának a termékenységi mintának az anyagi helyzettől való függésén túl – számos olyan változóval (iskolázottság, társadalmi, kulturális hagyományok) állhat összefüggésben, amelyek közvetlenül hatással vannak a jövedelmi egyenlőtlenségekre. Végezetül nagyon fontos lehet a jövedelemeloszlás szempontjából az, hogy milyenek az együttélési minták egy adott népességben belül.

Nagyon fontos szerkezeti hatást gyakorolhat a **jövedelemeloszlásra a gazdaság szerkezeti átrendeződése**. Új ágazatok megjelenése, egyes gazdasági szektorok felemelkedése és mások lesüllyedése átrendezheti az egyenlőtlenségek mintáját. Az ezzel kapcsolatos úttörő munka S. Kuznets nevéhez fűződik.⁵³ (Kuznets [1955]) Kuznets kiváló írásában egy kétszektoros gazdaságot feltételezve azt állította, hogy a gazdasági növekedés első szakaszában szükségképpen nőnek a jövedelmi egyenlőtlenségek, egy bizonyos fejlettségi szint után azonban elkezdnek csökkenni. Ez döntően azért következik be, mert a gazdasági növekedés egy fejlődő országban először a nagy tradicionális szektor mellett megjelenő kisebb, modernebb szektorban jelentkezik. A két szektor között idővel elkezdődik a munkaerőáramlás, a rosszabbul fizető hagyományos szektorból a jobban fizető modern szektor felé. Ez a szektorális eltolódás előbb növeli, aztán pedig csökkenti a jövedelmi egyenlőtlenségeket.

⁵³ Tulajdonképpen nem is teljesen világos, hogy Kuznets 1955-ös „Economic Growth and Income Inequality” című cikke miért maradt ki a Nobel díjas közgazdász műveit bemutató magyar válogatásból

4. ábra: Stilizált Kuznets-görbe



Forrás: Ferreira [1999]

A Kuznets görbe (4. ábra) részletesebb elméleti indokolását és implikációit nem a szerző, hanem egy későbbi elemzője, G. Fields könyve alapján mutatom be. (Fields [1980])

A dualisztikus gazdasági növekedés elméletei abból indulnak ki, hogy egy fejlődő országban egymás mellett él egy viszonylag elmaradott (általában az olcsó munkaerőre építő, hagyományos iparágakkal és leginkább mezőgazdasági aktivitással jellemezhető, döntően munkaintenzív) tradicionális szektor és egy másik, tőkeintenzívebb technológiákat alkalmazó, piacképesebb terméket előállító modern szektor. A modellben azt feltételezik, hogy a két szektor belsőleg homogén, egymáshoz viszonyítva azonban nagy különbségek vannak közöttük: a bérek a modern szektorban lényegesen magasabbak, mint a tradicionális szektorban, de az egyes szektorokon belül homogén a bérszerkezet.

A gazdaságban az összes jövedelem a következőképpen oszlik meg:

$$Y = Y^m + Y^t = W^m f^m + W^t f^t, \text{ ahol}$$

(Kuznets [1981], szerkesztette Gelei Anna).

m és t indexek a modern és a tradicionális szektor jelölésére szolgálnak;

Y , Y^m és Y^t az összes jövedelmet mutatják az egész gazdaságban;

W^m és W^t a bérszínvonalat mutatják az egyes szektorokban;

f^m és f^t pedig az egyes szektorokban foglalkoztatottak számát jelölik.

A társadalmi jóléti függvény⁵⁴, aminek az alakváltozását vizsgáljuk, egyszerre veszi tekintetbe a jövedelmek abszolút nagyságát (Y), az egyenlőtlenséget (I) és a szegénységet (P). Az utóbbi két jellemző argumentumai a következők:

$$I=(W^m, f^m, W^t, f^t)$$

$P=(W^t, f^t)$, ha feltesszük, hogy $W^m > P^* > W^t$, ahol P^* a szegénységi küszöböt jelöli.

Ekkor a gazdasági növekedés egy „általános jóléti megközelítése” (Fields [1980 p. 36]) a következő meghatározást adja:

$$W=W[W^m f^m + W^t f^t, I(W^m, f^m, W^t, f^t), P(W^t, f^t)],$$

tehát a gazdasági növekedés megítélése (az ebből származó társadalmi hasznosság) attól függ, hogy a társadalom egésze mekkora abszolút jövedelmi szinten él, ennek a jövedelemnek milyen az eloszlása és mekkora a szegénység az adott országban.⁵⁵

A modell szempontjából exogén gazdasági növekedés kétféleképpen hat a társadalmi jólétre. Mindkét szektoron belül lehetséges az adott szektor szereplőinek gazdagodása (W^m vagy esetleg W^t növekszik), valamint lehetséges, hogy megváltozik a két szektorban foglalkoztatottak aránya is azzal, hogy a modern szektor kiterjedése megkezdődik (f^m növekszik).

⁵⁴ A társadalmi jóléti függvényről részletesen a tanulmány 2. fejezete szól.

⁵⁵ Fields egyébként éppen azzal indítja a könyvét, hogy felhívja a figyelmet: rosszul tesszük, ha a növekedést egyszerűen a GNP nagyságának változásával azonosítjuk, egyszerre kell vizsgálnunk a növekedést, az egyenlőtlenségeket és a szegénységet. (Fields [1980 pp. 9–10]) Ezzel szinkronban vannak azok a törekvések, amelyek a gazdaság fejlettségének mérőszámait különféle javak és szolgáltatások elérésének egyenlőtlenségeivel igyekeznek kiegyensúlyozni. Ilyen például a Human Development Index (HDI), amit a UNDP jelentésekben lehetett először látni, de az utóbbi időben a Világbank elemzései is egyre többet hivatkoznak rá. (Lásd UNDP [1997]), World Bank [1996], különösképpen pedig World Bank [2000a]. Innen egy következő lépést jelent az, hogy ha az egyenlőtlenségek nem csak a normatív megítélés (a jóléti gazdaságtan megközelítése), hanem a pozitív magyarázatok szintjén is megjelenik a gazdasági elméletben. Pontosan ez történik akkor, amikor az endogén növekedési modellekben megjelenik az egyenlőtlenség, mint változó. Erről a tanulmány következő alfejezetében részletesen lesz szó.

Ha tehát két időpontban vizsgáljuk azt, hogy a különböző társadalmi csoportok miképpen részesednek a növekedés előnyeiből, a következő hatásokat különíthetjük el:

$$\Delta Y = (f_2^m - f_1^m)(W_1^m - W_1^t) + (W_2^m - W_1^m)f_1^m + (W_2^m - W_1^m)(f_2^m - f_1^m) + (W_2^t - W_1^t)f_2^t$$

Vagyis a jövedelmek növekedése az 1. és a 2. időpont között négy hatás összegeként írható fel.

A jövedelmek növekedése (ΔY)=

- a modern szektor kiterjedési hatása: a magas jövedelmű szektorban foglalkoztatott személyek számának változása, szorozva a két szektor között a kiinduló évben meglévő jövedelem-különbséggel, (α);
- + a modern szektor gazdagodási hatása: az első időpontban a magas jövedelmű szektorban foglalkoztatottak jövedelmének növekedése (β);
- + a modern szektor *növekedési és kiterjedési* hatása közötti interakció: a modern szektor jövedelmeinek növekedése szorozva a modern szektor foglalkoztatottság-növekedésével (χ);
- + a tradicionális szektor *gazdagodási* hatása: az alacsonyjövedelmű szektor jövedelemváltozása szorozva a szektorban maradók számával (δ).

Kuznets elmélete tehát nem mást mond, mint azt, hogy a modern szektor kiterjedése következtében a fejlődés először az egyenlőtlenségek növekedésével jár, aztán csökkenéssel. Kuznets korai hipotézisét maga is finomította és kiegészítette később, de számos követője is akadt, akik mind több adatállomány, és mind részletesebb jövedelemeloszlási statisztikák birtokában kerestek bizonyítékokat és cáfolatokat az elmélethez. A fordított U alakra kétségeket kizáróan számos empirikus bizonyítékot sorol fel a szakirodalom.⁵⁶

⁵⁶ Közülük először is Adelman és Morris [1973] munkáját kell kiemelni, akik összesen 44 fejlődő ország adatait gyűjtötték össze és a lehetőségekhez képest kifinomult statisztikai eszköztárat (szóráslemezést) használtak. Főbb megállapításaik alapvetően visszaigazolták Kuznets proposícióit. Az általuk gyűjtött adatállományt fejlett országok adataival kiegészítve, egyes hibás vagy kevésbé megbízható adatokat kizárva a Kuznets-görbe határozottabb igazolását mutatta be Paukert, [1973]. A Kuznets hipotézis további tesztjeinek áttekintését találjuk Adelman és Robinson, [1989] munkájában. A nyolcvanas–kilencvenes évek fejleményeinek tükrében szkeptikus véleményt fogalmaz meg a Kuznets-görbe

Az efféle elemzések azonban számos problémával küzdenek. Ezek közül néhányat itt érdemes külön is kiemelni. Először, az adatok általában keresztmetszetiek: alacsony, közepes és magas jövedelmű országok adatait vetik össze egymással, majd olyan következtetéseket vonnak le, amelyek azt a látszatot keltik, hogy létezik egy lineáris modernizációs pálya, és az egyes különböző fejlettségű országok ugyanennek a pályának a különböző állomásain helyezkednek el, és a fejlődés során lépegetnek eggyel tovább.⁵⁷ Ez, anélkül, hogy a részletekbe mennénk legalábbis kérdéses, egyfelől láthatóan képesek egymás mellett élni különböző modernizációs pályák, másfelől pedig arra is van példa, hogy egyes országok „átugranak” fejlődési fokozatokat. Másodszor, a Kuznets és mások által bemutatott idősorok kezdete sok esetben a messzi homályba vész. Mint Fields is kihangsúlyozza, Kuznets számos esetben feltételezi, hogy a fejlődő országok egy korábbi szakaszában nagyobb volt az egyenlőség. (Fields [1980 p. 78]) Kétségtelen, hogy számos bemutatott adatállomány (pl. Paukert [1973]) előbb növekvő, majd csökkenő (értsd: a legalacsonyabb GNP-vel rendelkező országokban kisebb, a náluk valamivel gazdagabb országokban magasabb, aztán a fejlettebb országokban ismét alacsonyabb) egyenlőtlenséget mutat ki. Vigyázni kell azonban az interpretációval, mert a használt adatállományok konceptuális eltérései és az alkalmazott egyenlőtlenségi mérőszámok bizonytalanságai miatt nem mindig tudhatjuk, hogy mikor beszélünk valóban a különböző adatokról, és mikor keltenek eltérő *látszatot* a különböző mérőszámok. Ezt a problémát csak fokozza az a tény, hogy a különböző mérőszámok (mivel másféleképpen súlyozzák a különböző társadalmi rétegeket), más és más értékelő következtetésekhöz vezethetnek attól függően, hogy mi magunk miféle igazságossági prekoncepciókkal rendelkezünk.⁵⁸ Harmadszor, Kuznets elméletében a nemzeti jövedelem *szintjéről* van szó, komparatív statikai szemléletben. Nehéz ebből azt

legfejlettebb országokat magában foglaló alakjáról Atkinson [1997a].

⁵⁷ A gazdaságtörténet egyes szerzőinek megállapításai egyébként ilyen látszatot keltenek (lásd például Rostow elméletét [1960]. Ugyanakkor számos gazdaságtörténész vitatja a lineáris modernizációs elméletet (Lásd Gershenkron [1984])

⁵⁸ Ezzel a kérdéssel részletesen foglalkozom a méréssel és mérőszámokkal kapcsolatos 1. Függelékben. Fields megállapításait egyébként a következőképpen foglalhatjuk össze. A tradicionális szektor gazdagodásán keresztül megvalósuló növekedés (ilyen valószínűleg ritkán fordul elő) magasabb jövedelemhez, egyenlőbb jövedelemeloszláshoz és kisebb szegénységhez vezet. A modern szektor gazdagodásán keresztül megvalósult növekedés magasabb jövedelemmel, kevésbé egyenlő jövedelemeloszlással és lényegében változatlan szegénységgel jár együtt. A modern szektor növekedésén keresztül megvalósuló növekedés értékelése a szokásos kritériumok szerint ellentmondásos lehet. Az abszolút jövedelmek növekszenek, az abszolút szegénység csökken, a relatív szegénység változatlan marad, a relatív egyenlőtlenségekre gyakorolt hatást pedig pótlólagos értékítéletek bevezetése nélkül nem lehet egyértelműen megítélni.

kibontani, hogy egy adott ország nemzeti jövedelmének rövidebb időszakon belüli növekedése miképpen „csorog le” a különböző társadalmi rétegek szintjére. Ez nyilván közvetlenül függ azoknak a gazdaság- és társadalompolitikai intézményeknek a milyenségétől, amik az adott országokban jelen vannak. (Adelman és Robinson [1989])

A Kuznets elmélete körül a vita korántsem zárult még le. Az elmélet állításait alapvetően igazoló és lényegileg cáfoló cikkek egyaránt megjelennek. Ogwang [1995] például a nemzeti jövedelem fogalmának a társadalom emberi erőforrásait jobban reprezentáló indexekkel, például az Emberi Fejlődési Indexszel (HDI) való kiegészítése után vizsgálja, hogy ezek az indexek milyen összefüggést mutatnak az egyenlőtlenségi mérőszámokkal. Megállapítása szerint a Gini-együttható csak kevéssé, a szegények jövedelmi részesedésével operáló egyenlőtlenségi mutatók, indexek erősebben igazolják vissza Kuznets hipotézisét.⁵⁹ Eredményei szerint a nem-jövedelem típusú indexek bevonása nem gyengíti a Kuznets-görbe hipotézist.

Nagyon markáns ellenvéleményt fogalmaz meg viszont Deininger és Squire [1996, 1997, 1998]. A két világbankos közgazdász a Bank által az elmúlt években felépített új adatbázis segítségével azt vizsgálja, hogy például valóban elkerülhetetlen-e az egyenlőtlenség szélesedése a gazdasági növekedés első szakaszában. Ők viszont azt találták, hogy nagyon kevés szisztematikus kapcsolatot lehet föllelni a gazdasági növekedés és az egyenlőtlenségek növekedése között. Igazából azt mondják, hogy az esetek 90 százalékában nem találtak Kuznets elméletének érvényességére vonatkozó bizonyítékot. Ennél is érdekesebb az, hogy eredményeik szerint vannak olyan kiinduló egyenlőtlenségek, amelyek hatást gyakorolnak a következő időszak növekedésére, de azok nem a jövedelmek, hanem a vagyon egyenlőtlenségei. Ebből pedig az következik, hogy nem a redistributív politikákat forszírozó demokratikus politikának, hanem a hitelpiacok tökéletesítésének van szerepe abban, hogy az erőforrások egyenlőtlen eloszlása ne fékezze a gazdasági növekedést. Deininger és Squire eredményei szerint mindenekelőtt a beruházások gyakorolnak pozitív hatást valamennyi társadalmi csoport helyzetére, különösen a szegényekére. Szerintük a megnövekedett beruházások, ha vagyoni elemek újraelosztásával párosulnak nagyfokú pozitív hatást gyakorolnak a szegények helyzetére, viszont azok a politikák, amelyek az újraelosztást a beruházások

⁵⁹ A szerző ezt nem hangsúlyozza, de eredményei valószínűleg összefüggenek azzal is, hogy a Gini a jövedelemeloszlás közepére érzékeny inkább, míg a szegények részesedése értelemszerűen a legalsó jövedelmi csoportok jólétét figyeli elsősorban. Az egyes mutatókat bővebben a 2.2. fejezet és az 1. Függelék elemzi.

rovására akarják megvalósítani, biztosan csökkentik a szegények jövedelmeit.⁶⁰ Ravallion és Chen [1997] szintén arra a következtetésre jutnak, hogy a növekedésnek az egyenlőtlenségekre gyakorolt hatása távolról sem egyértelmű. Lényeges viszont a növekedés hatása a szegénység nagyságára. Vizsgálataik szerint erős pozitív korrelációt lehetett találni az 1980–90-es években a növekedés és az abszolút szegénység csökkenése között.

Összefoglalva tehát a fordított U alakra kétségeket kizáróan számos empirikus bizonyítékot sorol fel a szakirodalom, bár az utóbbi években a kritikai megjegyzések látszanak túlsúlyba kerülni.⁶¹

⁶⁰ Az a megfigyelés, hogy a vagyonok egyenlőtlen elosztása akadályozhatja a növekedést, és hozzájárul a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedéséhez, nagyon markánsan fogalmazódik meg a Cambridge-i iskola egyik vezető képviselőjének, James Meade-nek a munkáiban (Meade [1964, 1976]), de felbukkan a legújabb endogén növekedési modellek elemző következtetéseiben is. (Aghion–Bolton [1997]) Az egyenlőtlenség és a növekedés viszonyára egyébként a 3.3. fejezetben is visszatérek.

⁶¹ Ennek ellenére érdemes itt egy kicsit újra átgondolni, mit jelenthet a gazdasági szektorok eltérő növekedése és a jövedelmi egyenlőtlenségek közötti kapcsolat. Elszakadva a tradicionális és a modern szektorok megkülönböztetésétől, valamint több belül homogén, ám egymástól különböző szektort megengedve a következőképpen általánosíthatunk (Fields [1980 p. 46]): $\Delta Y = \sum_{i=1, \dots, n} [W_i^i (f_2^i - f_1^i) + (W_2^i - W_1^i) f_1^i + (W_2^i - W_1^i) (f_2^i - f_1^i)]$. Itt tehát a jövedelemnövekményt igyekszünk magyarázni, pontosabban azt, hogy a jövedelem növekménye milyen elosztási mintákon keresztül jut el a népesség egyes csoportjaihoz. Képzeljük most el, hogy egy meglehetősen egalitáriánus, száz százalékosan agrártársadalomban egyszer csak megjelenik egy technikai innováció (például egy az erőforrásokat innovatívan kombináló vállalkozó révén, úgy, ahogy azt Schumpeternél láttuk (Schumpeter [1980]), aminek a révén ugyanakkora erőfeszítésekkel magasabb jövedelmet lehet elérni. Előbb csak egy szereplő alkalmazza, aztán kettő és így tovább. Nyilvánvaló, hogy az egyenlőtlenségek ettől növekedésnek indulnak, egészen addig, amíg a népességnek legalább a fele nem kezd el ugyanezzel a technikával dolgozni. Innen kezdve már többen és többen lesznek az újítók, a népességen belüli arányok átrendeződnek, az egyenlőtlenségek pedig csökkenni kezdenek, végül meg is szűnnek. A folyamat egy hat szereplős gazdaságban valahogy efféleképpen játszódhat le:

Jövedelemeloszlás	Az alsó 50% jövedelmi részaránya	Gini-együttható
(1, 1, 1, 1, 1, 1)	50,0	0,000
(1, 1, 1, 1, 1, 4)	33,3	0,278
(1, 1, 1, 1, 4, 4)	25,0	0,333
(1, 1, 1, 4, 4, 4)	20,0	0,300
(1, 1, 4, 4, 4, 4)	33,3	0,222
(1, 4, 4, 4, 4, 4)	42,0	0,118
(4, 4, 4, 4, 4, 4)	50,0	0,000

A számpéldát Gerry Fieldstől kölcsönöztem. (Fields [1987 p. 363])

Mi történik ezután? Ismét eljutottunk egy nagyon egyenlő állapothoz, amikor esetleg megjelenhet egy újabb vállalkozó, aki újabb technikai újítást vezet be, aztán kezdődhet minden előlről. Ez a Kuznets féle fordított U hipotézist tekintve is fontos fejlemény lehet. Nem lehet az, hogy nem egy U-ról, hanem egy hullámvonalról kellene beszélnünk, amit alapvetően az befolyásol, hogy a társadalom mikor vált technológiai platformot? Nem lehet, hogy a fejlett országokban az utóbbi két évtizedben azért „nem viselkedett jól” a Kuznets-görbe, mert megint technológiai platformváltást éltünk meg? E kérdésekre ebben a tanulmányban nyilvánvalóan nem tudunk választ kapni, de a fenti példa végiggondolásának azért biztosan volt értelme. Egyfelől azért, mert a 3.2. alfejezetben pontosan egy efféle versenyfutást fogunk elemezni, másfelől pedig azért, mert az itt bemutatott gondolatmenet segítségével hipotézist fogalmazhatunk meg a magyarországi jövedelmi egyenlőtlenségek kilencvenes évekbeni alakulására

3.2. A technológiai fejlődés és a felsőoktatási expanzió versenyfutása

Szintén a gazdaság belső szerkezetével, de azon belül is a **foglalkozási és iskolázottsági szerkezettel** foglalkozik elméletében Jan Tinbergen [1956, 1975]. Korai kísérletében (Tinbergen [1956]) erősen formalizáltan és tisztán elméleti alapon, későbbi összefoglalójában (Tinbergen [1975]) sokkal több empirikus megalapozottsággal, számos adatállomány másodelemzésével fejti ki elméletét. A fejlődésgazdaságtani irodalomtól eltérően érdeklődése kifejezetten a fejlett országok belső egyenlőtlenségeinek magyarázatára irányul. Elméletében a kereslet és a kínálat sajátosságait elemzi a munkaerőpiacon.⁶²

Elméletében – ahol ezt az empirikus adatok lehetővé teszik – a magyarázandó változó nem a jövedelmek *szintje*, hanem azok *eloszlása*. A gazdaságban termelődő jövedelmek pedig nem mások, mint a kínált és keresett termelési tényezők árai. A felépített modellek segítségével tehát ezeknek az áraknak az eloszlását keressük. A keresleti és a kínálati függvényt leíró egyenleteiben a jövedelmek és a foglalkoztatottság endogén változók, ezeken kívül Tinbergen valamennyi magyarázó változót (például a gazdasági fejlettség mutatóit) exogénnek kezeli. A keresleti és kínálati egyenletek egyaránt tartalmazzák az árat, valamint a keresett és kínált javak (képzett munkaerő) mennyiségeit. Ez utóbbiak egyensúly esetén megegyeznek és az adott munkaerőtípus esetén abban a munkaerő-piaci szegmensben ez adja a foglalkoztatottságot. Egy adott részpiacon a keresleti és kínálati tényezők segítségével megoldhatók az endogén változókra felírt áregyenletek. Innen a gondolatmenet elvileg a következőképpen vihető tovább. Ha a célunk a jövedelmek *eloszlásának* vizsgálata, nem kell mást tennünk, mint az összes részpiacon megoldott áregyenletek eredményét listázni, ami létrehozza a jövedelemeloszlás vektorát. Ez kevés számú részpiac esetén megtehető, nagyszámú részpiac esetén azonban akkor kapunk világosabb képet, ha valamilyen egyszerűbb egyenlőtlenségi mérőszámot választunk. Tinbergen az elemzéseiben leginkább az arányokat (jövedelemarányokat) és azok időbeni változását vizsgálja, elsősorban az Egyesült Államok és Hollandia példáján.

vonatkozóan is.

⁶² Nem foglalkozik a tőkepiacok és a tőketulajdon sajátosságaival, ami pedig akkoriban erősen dominálta a jövedelemeloszlás irodalmát. Könyvében megállapítja, hogy a vagyonok egyenlőtlensége a történelemben nagy volt ugyan, de a 20. század folyamán jelentősen esett. Ebből következően a vagyoneloszlás egyenlőtlenségének a jövedelmek egyenlőtlenségére gyakorolt hatásának is csökkennie kellett.

A kínálati függvényekben a legfontosabb változó a foglalkozás, amit az egyének választhatnak. Más változókat, mint például a bérskála változása vagy az általános árszint, az egyes szereplőknek mint a társadalmi-gazdasági környezet adottságait kell elfogadniuk. Az egyenletek elemei még az egyéneket és háztartásokat jellemző, egy-egy egységre nézve az adott időszakban állandóak, a népességben viszont az egységek között differenciált paraméterek. E paraméterek egyik csoportja az egyének produktív képességeit (kognitív, döntési, kommunikációs és kooperációs képességek, intuíció stb.) reprezentálja, a másik pedig az egyének és háztartások fogyasztási szükségleteit (itt a szerző családméretet és az egészségi állapotot említi). Az elemzés során az előbbi paramétereket az iskolázottság változójával közelíti.

A keresleti tényezők és a termelési függvény meghatározásakor Tinbergen finomítja a szokásos munka–tőke–föld termelési szentháromság feltételezését. A jövedelemeloszlás vizsgálatához elengedhetetlen, hogy a munka különböző típusai között különbséget tegyen, ha másként nem is, egyszerűen azért, hogy az egyes munkák elvégzéséhez elvárt iskolai végzettség szerint különíti el őket.

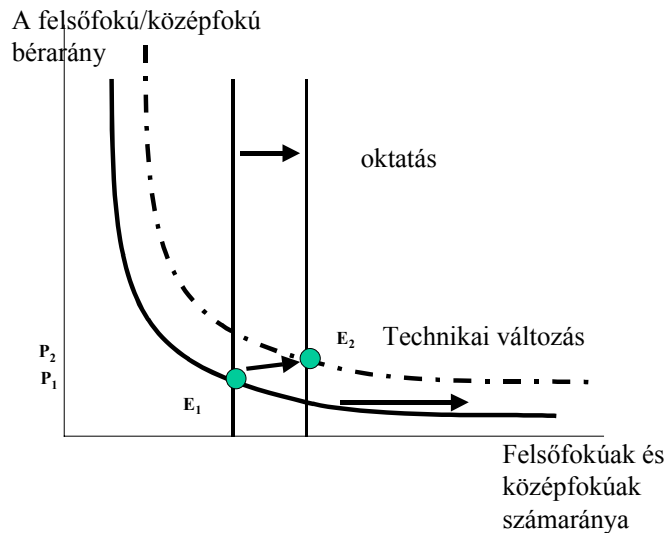
Összefoglalva tehát a modellekben a kínálatot az iskolázottság szintje és eloszlása, a keresletet pedig a képzett munkaerő iránti kereslet – amit iparosodottsági szinttel, a foglalkoztatottság ágazati arányaival, kínált jövedelmekkel mér – alkotja. Elemzéseiben Tinbergen [1975] megállapítja, hogy az iskolázottság növekedése csökkenti a jövedelmi egyenlőtlenségeket, a technológiai fejlődés pedig növeli azokat. A gazdasági fejlődés során tehát versenyfutás van a (felsőfokú) oktatás és a technológiai fejlődés között. A versenyfutást a következő ábra segítségével tudjuk illusztrálni. (5. ábra)

Tinbergen modelljében a nemzeti jövedelmet a középfokú végzettségűek és felsőfokú végzettségűek munkája, valamint a tőke állítja elő.⁶³ Az 5. ábrán a kétféle szektor relatív keresletét és relatív árait (a béreket) láthatjuk. A függőleges vonal egy adott pillanatban mutatja az oktatási kibocsátást, ami rövid távon rugalmatlan. Ekkor a piactisztító ár az E_1 pontban, P_1 relatív bérszinten határozható meg. Ha technológiai fejlődés történik, a keresleti görbe eltolódik és a kérdés az, hogy az oktatás milyen mértékben képes ezzel lépést tartani. Ábránkban a piactisztító ár az E_2 pontban, P_2 relatív bérszinten jön létre, tehát, mivel az oktatás alkalmazkodása a technológiai fejlődés üteméhez képest lassú volt, a relatív bérkülönbségek nőnek.

⁶³ A csak alacsonyfokú végzettségűekkel itt nem számol, mert, mint mondja, a célja a fejlett országok jövedelemeloszlási trendjeinek magyarázata.

A versenyfutást a 20. század folyamán az oktatás „nyerte”, hiszen folyamatosan csökkentek a jövedelmi egyenlőtlenségek. Tinbergen tehát az oktatás, elsősorban a felsőoktatás expanzióját ajánlja a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentésére.

5. ábra: Tinbergen modellje: versenyfutás az oktatás és a technológiai fejlődés között



Forrás: Atkinson–Bourguignon [2000 2. ábra]

Kritikai megjegyzéseket Tinbergen modelljével kapcsolatban is meg lehet fogalmazni. Mindenekelőtt azt, hogy a kereslet és a kínálat operacionalizálására ajánlott mérőszámok rendkívül durvák. Maga a felsőoktatás is rendkívül heterogén és az expanzió előrehaladtával egyre inkább az lesz a fontos, milyen típusú, illetve milyen szerkezetű a felsőoktatás. Ennélfogva a Tinbergen-modellt ma megfogalmazva minden bizonnyal részletesebb, az oktatási rendszer által kínált ismeretkészletek részletesebb elemzését lehetővé tevő formalizálásra és adatokra lenne szükség. Lényeges kritika fogalmazható meg azért is, mert a keresleti tényezők (ágazati szerkezet, iparosodottsági arányok stb.) szintén a gazdaságtörténet egy bizonyos korszakához kötöttek, ma már valószínűleg ugyanúgy vesztik el az érvényességüket, mint ahogy a 19. századtól kezdve a megelőző időszakokhoz képest a föld mint termelési tényező vesztett rohamosan jelentőségéből. Végezetül az alkalmazott egyenlőtlenségi mérőszámokkal sem lehetünk teljesen elégedettek, mert azok nagyon leegyszerűsítettek. Mindezek mellett számos hasznosítható tapasztalatot lehet Tinbergen tanulmányozásából leszűrni.

Tinbergen elemzésének előnye az, hogy egyszerre van tekintettel a kereslet és a kínálat alakulására, valamint az is, hogy a szereplők heterogenitását (eltérő személyi

jellegetességeit és adottságait) legalább az elmélet megfogalmazása során tekintetbe veszi, még ha az alkalmazott empirikus tesztekben, döntően az elérhető adatok hiányosságai miatt nem is használja őket. Az elméletet továbbfejleszteni és empirikus relevanciáját javítani úgy lehetne, ha egyfelől a munkaerő-piaci és képzési döntések endogenizálásával modellezni lehetne az oktatás expansióját, másfelől ha a munkaerőpiac intézményi jellegetességeinek elemzése segítségével előbbre juthatnánk a súrlódások és intézményi korlátok megértésében.

Közvetlenül is hasznosíthatónak tűnik azonban a magyarországi fejlemények elemzésében az elméletnek az az előrejelzése, hogy a felsőoktatási expansió a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentése, a technológiai innovációk bevezetése pedig a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése irányába hat.

3.3. Jövedelemeloszlás és gazdasági növekedés

Kuznets úttörő cikke óta a jövedelemeloszlás elmélete szempontjából az irodalom két irányba divergált. Az egyik irány a **jóléti közgazdaságtan** látványos fejlődése volt, különösen a hatvanas–hetvenes évek során. Ebben az irodalomban jelentős előrehaladás történt a piacok és a kormányzat nem megfelelő működésének elemzésében⁶⁴, valamint az axiomatikus társadalmi jóléti függvények⁶⁵ kidolgozásában. Ennek az irodalomnak azonban a jövedelemeloszlás pozitív elmélete szempontjából csak áttételes jelentősége volt, elsősorban az, hogy a társadalmi jóléti függvény paraméterezésének elméleti irodalma egy sor, a jövedelemeloszlás mérőszámainak kidolgozásával kapcsolatos kérdés tisztázását segítette elő.⁶⁶ A másik irány az időközben nagyon látványos fejlődésen átesett **empirikus mikroadat-elemzés** eredményeit mutatta be. A nyolcvanas évek végén a változók elérhető gazdagságát, az adatállományok megbízhatóságát, egymással való összevethetőségét, az alkalmazott fogalmak és definíciók harmonizáltságát illetően a helyzet össze sem vethető azzal, ami a negyvenes–ötvenes években rendelkezésre állt.⁶⁷ A két irány között a kapcsolatot

⁶⁴ A jóléti rendszerek és a jövedelemeloszlás szempontjából is jó áttekintésért a piaci elégtelenségekre vonatkozóan lásd Barr [1987], magyarul Barr [1998] és Cullis–Jones [1992], a kormányzati elégtelenségekre vonatkozóan pedig Wolf [1979] és Le Grand [1999].

⁶⁵ Elméleti szempontból Mueller [1989] és Roemer [1996] ajánlható.

⁶⁶ Ezt a munkát Sen [1973], valamint Atkinson [1975] művei vitték előre nagymértékben. A statisztikai mérőszámok normatív kontextusával a tanulmány 2. fejezete és az 1. Függelék részletesen foglalkozik.

⁶⁷ A nyolcvanas évek során épült ki többek között a LIS adatbázis, ebben az időszakban kezdtek el adatállományokat összerakni a különböző nemzetközi szervezetek, különösképpen a Világbank és az

tulajdonképpen a statisztika jelentette azzal, hogy a különféle mérőszámok kidolgozását a mikroadatok elterjedése tette szükségessé és lehetségessé, de a mérőszámok kidolgozásához elengedhetetlenül szükség volt a filozófiai alapokra, amit viszont az axiomatikus társadalmi függvényekkel kapcsolatos munka segített elő.⁶⁸

Ebben az időszakban a jövedelemeloszlás és a növekedés kapcsolatát elsősorban a méltányosság és a hatékonyság konfliktusaként írták le, úgy, hogy a közöttük levő átváltási összefüggéseket (választási kényszereket) hangsúlyozták.⁶⁹ A két, társadalmi szempontból fontos cél szembeállítását valószínűleg abból származott, hogy a két tényezőt kölcsönösen exogénnek, egymástól függetlennek, de egymással rivalizálónak tekintették. Ez akkor változott meg, amikor a közgazdaságtanban teret kezdtek nyerni **az endogén növekedésemelvények**⁷⁰, amelyek a növekedést és a méltányosságot nem versengőnek, hanem komplementer jelenségeknek kezelték. Az endogén növekedésemelvény ugyanis nemcsak hogy felhívta a figyelmet arra, hogy az emberi tőkébe történő beruházás hozzájárulhat a gazdasági növekedéshez – ezt az emberi tőke elmélet makro következtetésekkel foglalkozó elemzői eddig is megtették –, hanem az elmélet igazi újítása az, hogy technikai fejlődést és a humántőke feldolgozást explicit módon modellezni kezdték.

A jövedelemeloszlás bevonása e modellek szempontjából akkor válik igazán érdekessé, ha az elemzők felhagynak azzal az előfeltevéssel, hogy homogénnek kezelik az egyes gazdaságokat, és tekintettel vannak a sokaságok heterogenitására is. Vagyis, ha felhagynak a „representatív ágens” feltételezésével, a makro modellek individuális szereplőinek akcióiból úgy vezetnek le a makroökonómiai következtetéseket, hogy mindehhez igénybe veszik az egyes szereplők eltérő strukturális helyzetét (például a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyzetét is). A mi nyelvünkre lefordítva ez annyit tesz, hogy a modellekben megengedik, hogy az egyes szereplők különböző adottságokkal

OECD, de ekkor már az EUROSTAT is. Az adatállományok fejlődésében a legfontosabb szerepet azonban a nemzeti intézmények, statisztikai hivatalok és kutatóintézetek játszották, valamint az a nagyfokú technikai fejlődés, ami a számítógépesítés révén az adatelőállítás, tárolást és terjesztést a korábbiakhoz képest összehasonlíthatatlanul gördülékenyebbé tette.

⁶⁸ Az axiomatikus társadalmi függvényekkel kapcsolatos irodalomba természetesen bele kell érteni az igazságosságra vonatkozó közgazdasági és filozófiai munkákat is. Ebben a műfajban az utóbbi két évtizedben született legnagyobb összefoglaló munka kétségkívül Roemer [1996] nevéhez fűződik.

⁶⁹ Erről az átváltási összefüggésről nagyon jó bevezetőt ad Barr [1987], valamint Stiglitz [1988]. A legkiválóbb nem-technikai tanulmány, amit ebben a műfajban olvastam, Arthur Okun világos, élvezetes és számos rejtett összefüggést megvilágító műve volt: Okun [1975].

⁷⁰ Ismertetésért lásd Valentiny [1995].

rendelkezzenek, ezáltal pedig azt, hogy az adott dimenziókban vett különböző jellemzőik eloszlása közvetlenül is szerepet játsszon a modellek eredményeinek kialakításában. Lényegében ezt tűzik ki célul az irodalomban fellelhető legújabb kísérletek.⁷¹

Az említett modellek tehát a gazdasági növekedés és a jövedelemeloszlás közötti kapcsolatot keresik, még hozzá úgy, hogy esetükben (szemben az eddig elemzett tanulmányokkal) a jövedelemeloszlás magyarázó változó lesz. A kutatási kérdés tehát az, miképpen hat a gazdasági növekedésre az, hogy egy adott országban kisebbek vagy nagyobbak az egyenlőtlenségek. Természetesen a két változó közötti kapcsolat nem közvetlen, hanem szükség van arra, hogy megmagyarázzuk: milyen közvetítő mechanizmusok játszanak szerepet. A két változó közötti kapcsolatot több csatorna teremtheti meg. Én a következőkben a politikai rendszer közvetítő szerepét hangsúlyozó írásokat emelem ki, ezek közül is azokat, amelyek a jövedelemeloszlás és a fiskális preferenciák politikai meghatározódása közötti kapcsolatok természetére világítanak rá.⁷²

Persson és Tabellini [1994] modellje az együttélő generációk (*overlapping generations*) modellesaládjába tartozik, ahol a nem-altruista egyének két aktív életszakaszban élnek. Az egyes generációk tagjai a két életszakaszban elérhető fogyasztásból származó hasznosságukat igyekeznek maximalizálni, különböző költségvetési korlátjaik mellett, de azonos preferencia függvényeket feltételezve. Minden generáció építhet arra a fizikai és szellemi örökségre, amit elődeik hagytak rájuk. Számukra tehát a felhalmozott szellemi vagyon pozitív externáliaként fog megjelenni. A politikai változó tisztán újraelosztást jelent ebben a kontextusban, azoktól, akik korábban az átlag felett ruháztak be, azok felé, akik az átlag alatti beruházók voltak. A modell csak a generáción belüli

⁷¹ Lásd mindenekelőtt Galor és Zeira [1993], Bénabou [1996], Aghion és Bolton [1997], Atkinson [1997a], Perotti [1992], Alesina és Perotti [1994], Persson és Tabellini [1994], Park [1996, 1998]. Az egyenlőtlenségek és a gazdasági növekedés irodalmának friss, egyszerű, lényegre törő elemzése és a kommunikációs fal áttörésére tett egyik első kísérlet Ferreira [1999].

⁷² A politikai csatornák között még két másik hatásmechanizmust szoktak emlegetni. (Alesina–Perotti [1994]) Az egyik az erőforrások demokratikus szavazási körülmények között történő újraelosztását emeli ki. Az érvelés szerint a szélsőséges egyenlőtlenségek és újraelosztás rendszere a szegények számára jelentős ösztönzőket teremthet járadékvadászatra és nem legális tevékenységekre. Ez veszélyeztetheti a beruházásokat és rajtuk keresztül a növekedést. A másik összefüggés a politikai instabilitáson keresztül hat. Eszerint, ha nagyok a jövedelmi egyenlőtlenségek, akkor az növeli a politikai instabilitás veszélyét, ami viszont ismét csak veszélyezteti a beruházásokat és rajtuk keresztül a növekedést. Noha most csak a politikai csatornákról beszélek, megjegyzem, hogy lényegében a jövedelemeloszlásnak a növekedésméletbe való endogenizálásáról volt szó akkor is, amikor a vagyoneeloszlás és a hitelpiacok elégtelenségeiről volt szó.

újraelosztással foglalkozik, generációk közötti újraelosztás nincsen, legfeljebb a már említett pozitív externália révén. A megtakarítási ráta a népességen belül azonos, a felhalmozási ráta pedig elsősorban az egyéni képzettségtől és képességektől (*skills*) függ. Minél magasabb a népességben az átlagos képzettség, annál nagyobb lesz a növekedési ráta.

A politikai mezőben a szavazók választás elé kerülnek. A politikai változó növekedése – amit az újraelosztás skálán a nullától a teljes újraelosztásig mérhetnénk – egyben azzal is jár, hogy növekszik a jóléti újraelosztás a nagyobb növekedési rátát felmutató egyénektől a kisebb növekedési rátát produkáló egyének felé. Másfelől viszont az újraelosztás költséges és csökkentheti a beruházásokat és rajtuk keresztül az újraelosztható forrásokat. Az egyének újraelosztásra vonatkozó politikai preferenciái a rendelkezésükre álló, jövedelemmé konvertálható vagyonelemeik (*endowments*) eloszlása mentén fognak rendeződni. A politikai piacok egyensúlya esetén az újraelosztási politikát a medián szavazó fogja meghatározni, aki a jövedelemeloszlásban is a medián pozíciót foglalja el. Az efféle elméletek alapját a **medián szavazó elmélete** adja meg.⁷³

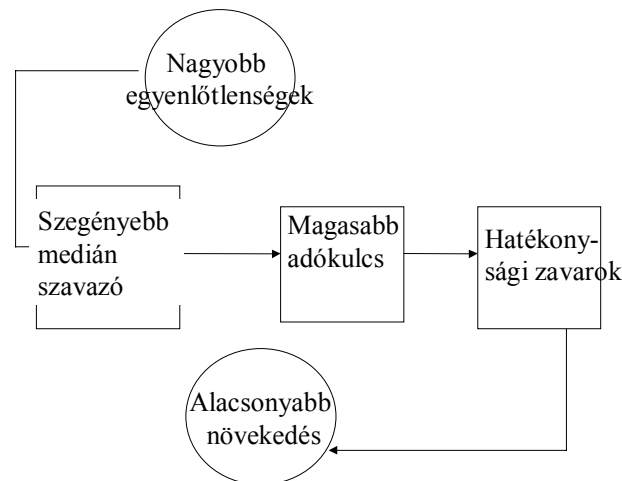
A gondolatmenet az, hogy a nagyobb fokú egyenlőtlenség egyben azt is jelenti, hogy a medián lényegesen alatta van az átlagnak. Ha ez így van, akkor a medián szavazó abban lesz érdekelt, hogy magasabb adózási kulcsokat szavazzon meg, ami gazdasági torzító hatásokkal és ellenősztönző hatásokkal jár, ami viszont vissza fogja fogni a gazdaság növekedését. (6. ábra) Persson és Tabellini modelljéből két dolog következik. Először is, a jövedelmek nagyobb fokú egyenlősége mellett (tehát akkor, ha a medián közel van az átlaghoz), magasabb lesz a növekedés és, másodsor, a magasabb átlagos képzettségi szint (aminek köszönhetően magasabb lesz a megtérülési ráta, valamint egyenlőbb a jövedelmek eloszlása) szintén magasabb növekedési ütemhez fog vezetni.

Persson és Tabellini elméletének tesztjei eléggé biztató eredményeket hoztak, de számos kérdést továbbra sem sikerült tisztázniuk. Az egyik tesztben kilenc ország történeti (húszéves periódusokban egészen 1830-ig visszavezetett) vizsgálata alapján a periódusok elején (a legfelső 20% jövedelmi arányával mért) egyenlőtlenségek és az egy főre jutó gazdasági növekedés között szignifikáns negatív kapcsolatot találtak, ami a mérések körültekintő érzékenységi elemzése után is megmaradt. A másik esetben egy

⁷³ Egyes elemzők szerint ez a feltételezés túlzottan leegyszerűsítő, ezért finomítják a szavazatok meghatározódására vonatkozó feltételezéseket. (Bénabou [1996])

lényegesen nagyobb adatbázis⁷⁴ segítségével a második világháború utáni fejleményeket vizsgálták. Itt az egyenlőtlenségek létét a középosztályok (a harmadik kvintilis) jövedelmi részarányával közelítették. Eredményeik azt mutatták, hogy (1) a periódus kezdetén mért jövedelemegyenlőtlenség kisebb mértéke pozitív hatással van a periódus hátralévő részében tapasztalható növekedésre, de (2) ez a korreláció csak a demokratikus országokat jellemzi, és (3) az adatok alapján a politikai rezsimek természete nem úgy tűnt, hogy komoly hatással lenne az egyéb gazdasági változókra.

6. ábra: Jövedelemeloszlás és gazdasági növekedés kapcsolata a medián szavazó modellben



Forrás: Ferreira [1999 p. 10]

A főbb állítást (az egyenlőtlenség alakulása és a növekedés közötti negatív kapcsolat fennállására vonatkozót) látszólag más tanulmányok is alátámasztották.⁷⁵ Mindazonáltal számos olyan kérdés is felmerül, ami további feladatokkal látja el a téma iránt érdeklődő kutatókat. Először is, a közösségi választások elmélete számos más csatornát ismer arra, hogy az egyéni preferenciák miképpen jelenhetnek meg a politikai mechanizmusban. Így például jó lenne tudnunk, hogy az érdekcsoportok és nyomásgyakorló csoportok⁷⁶, a

⁷⁴ Paukert [1973] korábban már emlegetett, Adelman és Morris [1973] állományainak tisztítása után létrejött adatsorait használták.

⁷⁵ Áttekintésért lásd például Perotti [1992], Alesina és Perotti [1994], valamint Bénabou [1996]. Újabb további empirikus eredményekről számolt be Park [1996, 1998].

⁷⁶ Érdekes, hogy ebben a vonatkozásban az irodalom még nem fedezte fel Olson [1982] munkáját. Pedig érdemes lenne.

közbürokráciák és a nem párt-alapú politikai akaratképzési mechanizmusok miképpen vezethetik át az egyenlőtlenség és a növekedés közötti kapcsolatot. Másodsorban, az is kérdéses, hogy az egyenlőtlenség nagysága és a növekedés közötti kapcsolat milyen időtávban értendő. Vagyis, ha mondjuk egy növekvő gazdaságú országban hirtelen valamilyen külső oknál fogva (pl. olajat találnak az ország egyik kisebb régiójában és az ott élők életszínvonala hirtelen nagymértékben megugrik) megnövekszenek az egyenlőtlenségek, akkor miért és mikor kellene lelassulnia a gazdasági növekedésnek. Végezetül nyilvánvalóan finomítani kell az állami újraelosztási politikákra vonatkozó, rendkívül leegyszerűsítő feltételezéseket. Nem elég azt mondani, hogy a politika nem egyéb mint az újraelosztás szintje (mint ahogy azt az előbbi esetben láttuk). Nyilvánvalóan különbséget kell tenni az elosztási politikák típusai szerint (milyen fajta adókra építve, milyen kiadásokat finanszíroznak), már csak azért is, mert az irodalom egy része furcsa eredményeket talált ezzel kapcsolatban. Alesina és Perotti [1994] számos olyan vizsgálatról számolnak be, amelyek szerint pozitív kapcsolatot találtak a növekedés és az elosztás mértéke között. Ez nyilván csak akkor lehetséges, ha bizonyos típusú újraelosztásoknak van növekedés-generáló hatása.⁷⁷ Zavaró körülmény továbbá az is, hogy a medián szavazó elmélete alapján épített modellek azzal az előfeltevéssel élnek, hogy a nagyobb fokú egyenlőtlenségekkel rendelkező országokban magasabb lesz az adókulcs is. Ez a való világban nincs így. (Ferreira [1999]) Sőt, mondhatnánk azt is, hogy talán éppen azért nagyobbak az egyenlőtlenségek adott országokban, mert nincsenek progresszív adók.

Az adókulcsokkal és az egyenlőtlenségek nagyságával kapcsolatos ellenvetések azonban nem biztos, hogy megállják a helyüket. Azt kell ugyanis tekintetbe venni, hogy a szavazók szempontjából nem feltétlenül az átlagos adókulcsok nagysága, hanem az adott szavazóknak az állammal szembeni elszámolásában az adóknak és a támogatásoknak az egyenlege az, ami számít. Milanovic [1999] nemrégiben e hatás mérésére végzett kísérlete, komoly sikereket ígér. Adatai alapján a jövedelmek egyenlőtlensége és az újraelosztás nagysága között erős kapcsolat van. Minél erőteljesebb az újraelosztás előtti jövedelmek egyenlőtlensége, annál nagyobb lesz adott

⁷⁷ Atkinson [1995] szerint egyébként, ami a jóléti államra költött kiadásokat illeti, az elemző írások meglehetősen ellentmondásosak, nem teszik lehetővé egyértelmű következtetések levonását. Az egész egyenlet egyébként nyilvánvalóan nem csak a beruházások és a fogyasztás makro-arányain áll vagy bukik, hanem a megszámlálhatatlan mikro-tranzakción és a jóléti támogatások ösztönzési/ellenőztönzési hatásain is.

országban a jövedelem-újraelosztás szintje. Azt viszont, hogy az újraelosztás a medián szavazó mechanizmusa miatt lenne nagy, nem találja bizonyítottnak.

Bénabou [1996] tanulmányában (többek között) jelentőset lépett előre abban, hogy egy egységes politikai gazdaságtani keretbe illesztve vizsgálja a jövedelemeloszlás és -növekedés kapcsolatát előbb a tökéletlen hitelpiacok, majd pedig a társadalmi konfliktusok, illetve a tulajdonjogok biztonsága szempontjából. Tökéletes hitelpiacok esetén, ha a meghatározó szavazó (a medián szavazó) jövedelme csökken az átlaghoz képest (vagyis az egyenlőtlenségek növekszenek), akkor növekedhet az újraelosztás iránti igény, ami csökkenti vagy elbátortalanítja a felhalmozást.⁷⁸ Hitelpiaci korlátok esetén – mint azt mások már sokszor bemutatták, alapvetően a visszafizetési garanciák és a hitelbiztosítékok hiánya miatt – a szegények nem tudnak hatékony mennyiségű beruházásokat tenni, ezáltal a vagyoni korlátok egyben a jövedelmi egyenlőtlenségek fennmaradásához is hozzájárulnak. Egy másik gondolatmenet során Bénabou rámutat, hogy a jövedelmek és a politikai hatalom egyenlőtlen elosztása együttesen fogja befolyásolni az elosztási preferenciákat, nem csak a jövedelemeloszlás önmagában. A gazdaság maximális fenntartható növekedési rátája pedig negatívan függ össze az érdekcsoportok járadékszerző képességeivel.

3.4. A gazdasági átmenet és a jövedelemeloszlás magyarázatai

A bevezetőben szó volt arról, hogy a gazdasági átmenet irodalma kevés szisztematikus elméletalkotási kísérletet tudott felmutatni. Az utóbbi időben azonban olyan elméletalkotási kísérletek jelentek meg (Flemming–Micklewright [1999], Coricelli [1997, 1998], Milanovic [1999]), amelyek annak ellenére, hogy meglehetősen szűk területre korlátozzák magukat, magukban hordhatják a gazdasági rendszerváltás és a jövedelemeloszlás alakulására vonatkozó termékeny általánosítások és kiterjesztések lehetőségét. A szóban forgó elméleti megközelítések természetesen nem egy adott ország egyenlőtlenségeit igyekeznek magyarázni, ennél fogva kénytelenek az általánosításnak a nemzetközi összehasonlítások számára is hozzáférhető szintjére emelkedni.⁷⁹

⁷⁸ Elemzésében egyébként arra is rámutat, hogy az egyenlőtlenségek növekedése elfogadottabb a jobboldali, vagy a vagyonosokkal szemben elnézőbb (*wealth-biased*) rezsimekben, mint a baloldali vagy a populista rezsimekben.

⁷⁹ A rendszerváltás társadalmi struktúrára gyakorolt hatásairól lásd Kolosi, 2000.

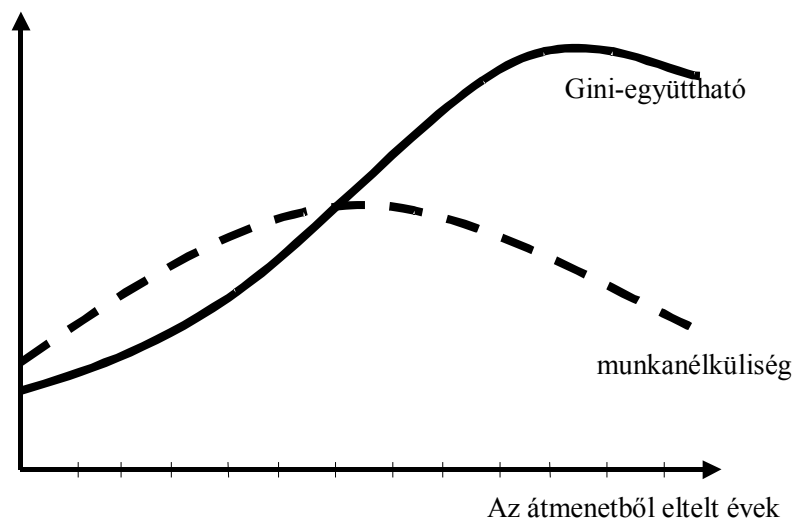
Coricelli [1997, 1998] és Milanovic [1999] egyaránt a foglalkoztatottság különféle szektorai közötti munkaerő-átrendeződésből indulnak ki. A rendszerváltás előtt létezik egy nagyobb, domináns állami szektor és emellett, ha egyáltalán létezik magánszektor, akkor az nagyon kicsi. A rendszerváltás folyamatában elkezd csökkenni az állami szektor foglalkoztatottságban betöltött szerepe, ezzel párhuzamosan növekedésnek indul a magánszektor, és ez a szerepcseré, valamint az egész folyamatot kísérő munkanélküliség együttesen a jövedelmi szóródás növekedését okozza.

Milanovic modelljében a szocializmus időszakában a magánszektor – amely döntően önfoglalkoztatókat foglal magában – a termék kibocsátást igyekszik maximalizálni kis méretek között, hiszen növekedésének mesterségesen emelt effektív (szabályozási és politikai) korlátai vannak. Méreteikből és a szabályozási környezet sajátosságaiból fakadóan nem is adóznak, az állam jóléti kötelezettségeit döntően az állami szektorra kivetett adók fedezik. Ha az átmenetet a magánszektor növekedése előtt álló korlátok lebontásaként definiáljuk, akkor a folyamat során kialakul és növekedésnek indul a „normális”, a profitmaximalizálásra törekvő magánszektor. A magánszektor munkaerő-kereslete nő, az állami szektoré, aminek közben a termékei iránti kereslet esik, csökkenésnek indul. Az állami szektor adói többé nem elegendőek az állami kötelezettségek finanszírozására, ehhez szükség van olyan adóztatási technikák bevezetésére, amelyek alkalmasak lesznek a magánszektor adóztatására is. Az átmenet során a jövedelmek Gini-együtthatóval mért egyenlőtlensége több okból is növekedésnek indul. Először is, mind az állami, mind pedig a magánszektorban növekszik a jövedelmek szórása, másodszer pedig a munkaerőnek a két szektor közötti áramlása növeli a szektorok közötti egyenlőtlenséget is.

Coricelli [1997, 1998] modelljében az átmenet kezdeti szakaszában a magánszektor növekedése, az átmenet során végig a munkanélküliség alakulása, valamint a növekvő bérkülönbségek okozzák az egyenlőtlenségek növekedését. A modellben a két szektor közötti munkaerő-áramlás endogén módon, a korábbi állami szektorbeli alkalmazottak optimalizálási döntéseinek eredményeképpen alakul ki. Az átmenet kezdeti szakaszában az erősödő magánszektor nem tudja felszívni képződő munkanélküliséget. A munkanélküliség még egy darabig azután is növekszik, amikor a gazdaság egyébként már növekvő kibocsátást mutat fel, csak később kezd el csökkenni. Coricelli [1997] ezek alapján három ellenőrizhető predikciót fogalmaz meg az egyenlőtlenségek alakulására vonatkozóan. Először is, az egyenlőtlenségek dinamikája egy a Kuznets-

görbéhez hasonló mintát fog mutatni: az átmenet kezdeti szakaszában növekszik, és csak akkor kezd el csökkenni, amikor a magánszektor már elért egy jelentős méretet. (7. ábra) Másodszor, az átmenetnek abban a korábbi szakaszában, amikor a gazdaság a kezdeti visszaesés után elkezdi ismét növekedni, az egyenlőtlenségek tovább növekednek és a növekedés csak később jár az egyenlőtlenségek csökkenésével. Harmadszor, a Gini-együttható növekedésének csúcsa mindig a munkanélküliség legmagasabb értékétől jobbra helyezkedik el (később következik be). (Coricelli [1997 p. 511])

7. ábra: Coricelli előrejelzése a Gini alakulására az átmenet éveiben



Forrás: Coricelli [1997]

A kezdeti szakaszban az egyenlőtlenségek azért nőnek, mert a munkanélküli segélyek alacsonyabbak, a magánszektor keresetei pedig magasabbak lesznek, mint a korábban egységes állami szektor által biztosított jövedelmek. (A szerző tehát itt azt feltételezi, hogy az egyenlőtlenségek alapvetően a szektorok közötti szórás növekedésének köszönhetően indulnak növekedésnek). Az egyenlőtlenségek későbbi csökkenése egyfelől azért következik be, mert a magánszektor foglalkoztatottságának növekedésével és az állami szektor foglalkoztatottságának csökkenésével létrejön egy kiegyenlítődés, és az output növekedésével később a munkanélküliség is csökkenésnek indul. Másfelől pedig az állami szektor bérei folyamatos növekedést mutatnak, a magánszektor bérei viszont előbb jelentősen nőnek, majd csökkenni fog az előnyük.

Ennélfogva a magánszektor és az állami szektor közötti bérkülönbségek előbb-utóbb a kiegyenlítődé irányába mozdulnak el és ez is hozzájárul az egyenlőtlenségek csökkenéséhez.⁸⁰

Flemming és Micklewright [1999] szintén abból indulnak ki, hogy az átmenet nem más, mint a hatékony erőforrás-allokációt erősen torzító tervgazdasági korlátok erőteljes ütemű lebontása a gyors liberalizáció révén. Az átmenet előtt az áreltérítések tervgazdasági gyakorlatának következtében egyes ágazatok mesterségesen fel vannak értékelve, míg más ágazatok mesterségesen alulértékelték. A torzító hatások eltávolítása (például azáltal, hogy megszűnik a keleti kereskedelem és leépül a támogatások korábban széleskörű rendszere) után a nyereségességet a korábbihoz képest más ágazatokhoz fogja átterelni. A nyereségességüket elvesztő ágazatok munkaerő kibocsátókká válnak, azok viszont, akiknek a mesterségesen magas inputáruk csökkenhetnek, eladási áraik viszont növekedhetnek, munkaerő-keresletet támasztanak. A relatív árak liberalizált viszonyai között időlegesen abnormális mértékű járadékok jöhetnek létre azoknál, akik először érkeznek a piacra, illetve azoknál, akik az emelkedő szektorokban szükséges (fizikai, humán vagy pénzübeni) tőkével rendelkeznek. Később azonban, mivel az átmenet egyben egy dinamikus alkalmazkodási folyamat is, ezek a különbségek elkezdnek csökkenni.

A nyereségesség és a hozzáadott értékek megváltozott rendszerének a jövedelemeloszlásra gyakorolt hatása természetesen nem egyszerűen a képzettségek heterogenitásától függ, hanem attól is, hogy milyen a munkaerőpiac intézményi szerkezete, mennyire teszi lehetővé a cégek, iparágak és régiók közötti áramlást, valamint attól is, hogy az újonnan kialakuló piacokon milyen lesz a verseny, milyen bérszabályozási technikákat és munkanélküliségi ellátási rendszereket alkalmaznak, továbbá attól is, hogy az állami jóléti újraelosztás bevételi és kiadási oldala miképpen változtatja meg a jövedelmi egyenlőtlenségek kialakult mintáját.

⁸⁰ Coricelli nagyon érdekes fejtegetést mutat be egyébként az egyenlőtlenségek nagyságának változása és a reformok sebességének alakulása közötti összefüggésre vonatkozóan, alapvetően a kibocsátás, a munkanélküliség és a jövedelmi egyenlőtlenségek aszinkron mozgásából levezetve.

3.5. Jövedelemeloszlás a kilencvenes évek Magyarországon: vizsgálható kérdéskörök és hipotézisek

A felsorolt elméleti megközelítéseket és állításokat feltétlenül érdemes tesztelni és szembeállítani a magyar átmenet trendjeivel. Első látásra semmi okunk sincs arra, hogy bármelyik elméleti modellnek akár a megközelítését, akár a fontosabb állításait olyanak minősítsük, amit ne lenne érdemes tesztelni. Szükségesnek tartom azonban azt, hogy (többek között a jövedelemeloszlás elméleteivel foglalkozó rész állításainak felhasználásával) számos itt nem említett tényező hatását is megvizsgáljuk azért, hogy árnyaltabb magyarázatot tudjunk kialakítani.

Számos ilyen tényezőt fogok felsorolni, amelyeket egy elméleti megközelítés szempontjából az endogén és az exogén tényezők csoportjába is be lehetne sorolni. Például első közelítésben az exogén tényezők közé tartozhat a demográfiai szerkezet vagy a népesség iskolázottsági szerkezetének megváltozása. Számot kell azonban vetni azzal, hogy a demográfiai szerkezet is számos gazdasági természetű döntés és társadalompolitikai intézkedés eredményeképpen alakulhat ki. Ugyanígy az oktatás kiterjesztése egészen biztosan összefüggésben van tudatos társadalompolitikai döntésekkel, illetve az oktatás iránti kereslet szerkezetének átalakulásával, ami például azért is bekövetkezhet, mert az átmenet során egyes gazdasági szektorokban megnövekszik a kereslet az emberi tőke bizonyos kombinációi iránt. Ezért első közelítésben nem teszek különbséget ilyen szempontok szerint felsorolt tényezők között.

Korábbi munkánkban (Förster–Tóth [1997a]) az egyenlőtlenségek alakulásának egy olyan szempontú megközelítését javasoltuk, amiben a munkaerőpiac folyamatai és az állami szociálpolitika elosztási hatásainak változásai játsszák a főszerepet.

Látni kell azonban azt, hogy az átmenet dinamikájára vonatkozó elméleteket a szó igazi értelmében „tesztelni” csak nemzetközi és idősoros adatok szimultán elemzésével lehetne. Jelen tanulmány kontextusában inkább csak arról lehet szó, hogy megvizsgáljuk az általunk talált empirikus eredmények mennyire vannak összhangban a felvázolt elméletek által körvonalazott történetekkel.

1. táblázat: A jövedelmi egyenlőtlenségek főbb meghatározó tényezői

TÉNYEZŐK	FOLYAMATOK	HATÁSOK
MUNKAERŐPIAC	A FOGLALKOZÁSI ESÉLYEK POLARIZÁCIÓJA	SZEGÉNYSÉG: NÖVEKEDÉS ÉS ÖSSZETÉTELVÁLTOZÁS
	A BÉRKÜLÖNBSÉGEK NÖVEKEDÉSE	
SZOCIÁLPOLITIKA	A JÖVEDELEMÖSSZETÉTEL VÁLTOZÁSA	EGYENLŐTLENSÉGEK: NÖVEKEDÉS ÉS ÖSSZETÉTELVÁLTOZÁS
	VÁLTOZÁSOK A TÁMOGATÁSOK RÉTEGELOSZLÁSBAN	

Forrás: Förster–Tóth [1998 p. 5]

Ebben a megközelítésben a jövedelemegyenlőtlenségeknek és a szegénységnek két főbb meghatározó tényezője lehet.

- Mindenekelőtt a munkaerő- és a tőkepiac játszik nagyon fontos szerepet azért, hogy meghatározza a népesség legkülönbözőbb rétegeinek munka- és kereseti lehetőségeit. Az átmenet időszakában munkaerő-piaci alkalmazkodás alapvetően két módon fejti ki hatását: egyfelől a foglalkoztatási esélyek polarizációját vonja maga után, aminek során csökken a gazdaságilag aktív népesség aránya, másfelől, azok körében, akiknek sikerül megtartaniuk a munkaerőpiachoz való kapcsolódásukat, a bérek és keresetek relatív emelkedését képesek elérni.
- Lényeges hatást gyakorolhat a szociálpolitika is, mert a jövedelmeket az állami költségvetésen keresztül a magasabb jövedelmekkel rendelkezők és az alacsony jövedelműek között átcsoportosítja, így jelentős szerepe lehet az egyenlőtlenségek csökkentésében (vagy növelésében). Ennek a rendszernek számos eleme reformokon is átesik az átmenet időszakában ezek nem mindig egy irányba mutatnak, de külön-külön mindegyikük egészen biztosan lényegesen befolyásolja az egyenlőtlenségek alakulását.

A szociálpolitika és a munkaerőpiac tényezőcsoportján kívül két nagyobb tényezőcsoporttal foglalkozom a továbbiakban.

Az egyik a gazdasági-demográfiai kereteknek a változása. Hipotéziseim szerint a jövedelmi egyenlőtlenségek alakulását jelentős mértékben alakították demográfiai folyamatok. Ezen belül is több tényezőnek lehetett effektív hatása.

- Megváltozott a népességben belül a generációk létszamaránya. Ez, ha tudjuk azt, hogy időközben a generációk relatív jövedelmi pozíciójában is változásokat hozott, azt valószínűsíti, hogy az öregedés önmagában is hatást gyakorolhatott a jövedelemeloszlás alakjára.
- Általában csökkent a háztartások létszáma. Ezáltal megváltozott az egyenlőtlenségi mérések megfigyelési egységeinek mérete, ami szintén önálló hatást gyakorolhatott.
- A családon belüli foglalkoztatottsági minták átalakultak. Hipotézisem szerint az hogy a háztartásokon belül miképpen alakult a keresők és az eltartottak aránya, a vizsgált időszakban növekvő jelentőséget kapott a jövedelemeloszlás alakjának meghatározásában.

A másik külön figyelmet érdemlő tényező, az iskolázottság egyenlőtlenség-formáló szerepére vonatkozóan a következő hipotetikus kijelentéseket fogalmazhatjuk meg.

- A munkaerőpiac polarizációja (foglalkoztatottság, munkanélküliség és inaktivitás tartós szétválása) általában inkább az egyenlőtlenségek növekedésének irányába hatott. A polarizáció jelentős mértékben a képzettség mentén történt szelekciót jelentett.
- A foglalkoztatottságon belül számos új magas képzettséget igénylő ágazat jelent meg. Ez szintén a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedését hozta magával.
- Megnőtt a felsőoktatás egyes szektorainak megtérülési rátája, különösképpen a felsőoktatást frissen elhagyók számára. Ez a fiatalabb kohorszokon belül az egyenlőtlenségek növekedése, a fiatalabb generációk és a középkorúak között viszont az egyenlőtlenségek csökkenése irányába hatott.

A tanulmány empirikus része – többek között – azt igyekszik bizonyítani, hogy az egyenlőtlenségek dinamikáját jelentős mértékben a gazdaság strukturális és technológiai átalakulása, valamint az oktatási rendszer (ezen belül is elsősorban a felsőoktatás) közötti versenyfutás határozta meg. A munkaerőpiacok és a tőkepiacok átrendeződése az elmúlt két évtizedben végig folyamatos nyomást jelentett a jövedelmi polarizálódás irányába. Az oktatási rendszer expanziója kétséget kizáróan ugyan, de hatást gyakorolt arra, hogy összességében a jövedelmi egyenlőtlenségek a kilencvenes években lassabban nőttek, mint anélkül nőhettek volna. A tanulmány a továbbiakban részben új számítások segítségével empirikus adatállományok (KSH jövedelem-felvétel, TÁRKI háztartás-vizsgálatok) felhasználásával azt keresi, hogy a szóban forgó tényezők milyen relatív súllyal szerepeltek az egyenlőtlenségek alakításában.

II. RÉSZ

4. FEJEZET: JÖVEDELMI EGYENLŐTLENSÉGEK MAGYARORSZÁGON: ÁLTALÁNOS ÁTTEKINTÉS

A tanulmány II. része részletesen sorra veszi a magyarországi jövedelemeloszlás főbb jellemzőit. A 4. fejezet a legfontosabb trendeket időbeli metszetben, valamint nemzetközi összehasonlításban mutatja be. Ebben a részben a magyar és a közép-kelet-európai jövedelemeloszlási és szegénységi adatokat a rendszerváltás előtti és utáni időszakra vonatkozóan mutatom be. A szegénységgel nem mint elkülönült jelenséggel, hanem a jövedelemeloszlás egy meghatározott szegmensével foglalkozom. Külön is igyekszem megvizsgálni, hogy a gazdasági növekedés és a jövedelemeloszlás milyen kölcsönhatásban állhatott egymással. Az 5. fejezet kifejezetten a jövedelmek munkaerő-piaci meghatározódását tárgyalja. Itt különös figyelmet szentelek a foglalkoztatottság és inaktivitás problematikájának, valamint az iskolázottsági és életkori szerkezet megváltozása, továbbá a humántőke beruházás változó megtérülése és a kialakuló jövedelemeloszlási minták közötti kapcsolat feltárásának. A 6. fejezet az állami jóléti újraelosztás elméleti hatásait, valamint a kilencvenes években tapasztalt tényleges hatásait elemzi, szintén nemzetközi összehasonlításban. A 7. fejezetben tényezőkre bontással elemezzük az egyenlőtlenség növekedését. A 8. fejezet az egyes társadalmi csoportok relatív jövedelmi pozíciójának megváltozását elemzi és többváltozós magyarázatot igyekszik bemutatni a jövedelemeloszlás meghatározódására. A 9. fejezet a jövedelemeloszlás szubjektív értékelésével foglalkozik, a 10. fejezet összefoglal.

4.1. Foglalkoztatottság és jövedelmi egyenlőtlenségek a rendszerváltás előtti évtizedekben

A magyarországi egyenlőtlenségi rendszert a század első felében mély társadalmi törésvonalak jellemezték. A századforduló táján az aktív népességnek mintegy 60 százaléka a mezőgazdaságban dolgozott és ez az arány nagyjában egészében változatlan maradt egészen a negyvenes évek végéig, amikor még mindig mintegy 54 százalék volt a mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya. Ezt a változatlan gazdasági szerkezetet belső arányait tekintve is

nagyfokú egyenlőtlenségek jellemezték. A mezőgazdaság jelentős része a nagybirtokrendszer keretei között működött. 1910-ben a földtulajdonosok mintegy 0,5 százaléka az összes föld mintegy 44 százalékát birtokolta, míg a független parasztok elsőprő többsége parányi gazdaságokban tevékenykedett, a mezőgazdaságban dolgozók 40 százalékának pedig egyáltalán nem volt földje. Ezeken a tendenciákon a húszas évek földreformja sem változtatott jelentős mértékben. (Andorka [1982 pp. 3–34]) Az ipart is nagyfokú koncentráció jellemezte, hiszen a pénzügyi és az ipari szektort mintegy 50 család kontrollálta, miközben a közepes méretű vállalatok szinte teljesen hiányoztak. Mindezt még fokozta az, hogy az első világháború után jelentősen csökkent területű országban az infrastruktúra Budapesthez képest ellensúlyozó góccainak kiesésével paradox módon a kisebb területen relatíve nagyobb regionális egyenlőtlenségek jelentek meg. Bár a rendelkezésre álló szisztematikus empirikus adatok nagyon hiányosak, az elérhető statisztikákból nagyon jelentős mértékű jövedelmi és vagyoni egyenlőtlenségekre lehet következtetni. A két világháború közötti periódusban a népesség mintegy fele élhetett extrém szegénységben. 1936-ban az összes jövedelmek mintegy 20 százaléka a népesség mintegy 0,6 százalékának a kezében koncentrált, míg a társadalom 81 százaléka osztozkodott az összes jövedelem 44 százalékán. A gazdagok átlagjövedelme mintegy ötvenszerese volt a szegények átlagjövedelmének. (Matolcsy, idézi Ferge [1986 p. 40])

A mezőgazdaság és az ipar nagyfokú koncentráltsága, valamint a mély társadalmi törésvonalak az állami bürokráciák, a földbirtokos arisztokrácia és az egyház, a másik oldalon pedig a kis kapitalista osztály, az ipari munkások és az értelmiség egy része között kettős társadalomszerkezetet eredményezett (Erdei [1980]), és ez a szerkezet a társadalmi reformoknak is korlátot jelentett. Mindezek mellett Magyarország gazdasági elmaradottsága ebben az időszakban relatív volt, hiszen a második világháború előestéjén a nagyjából az ipar, a mezőgazdaság és a szolgáltatások által 37, 36 és 27 százalékban előállított nemzeti termék egy főre vetített értéke kevesebb, mint egyharmada volt a legfejlettebb európai országokénak (Nagy-Britannia és akkor már Svédország idetartozott), de valamelyest meghaladta a mediterrán és a kelet-európai országok többségének szintjét. (Pető–Szakács [1985 p. 1])

A nemzeti jövedelem mintegy 40 százalékának a második világháborúban történt elvesztése (Pető–Szakács [1985 pp. 17–25]) után, a politikai átrendeződéseket követően a társadalmi egyenlőtlenségek csökkentése ismét a figyelem középpontjába került. Előbb az életesélyeket érintő társadalmi reformok – például a földek mintegy 36 százalékát érintő 1945-ös, kompenzációra építő földreform, (lásd Donáth, [1977]) vagy a kötelező iskoláztatási

kor emelése – következtek, amelyeket azonban később durva egyenlősítő kampányok és hatékony államosítási akciók (Berend [1979 p. 80]) követtek.

Az egyenlősítő kampányok kulcsmozzanatai előbb a vagyonok, aztán a keresetek és jövedelmek egyenlőtlenségeinek drasztikus csökkentésére irányultak. Miközben a háború után újrarendezett tulajdonjogok sem bizonyultak tartósnak, a mezőgazdaságban az egymást követő kollektivizálási hullámok relativizálták a vagyonok felhalmozásának értelmét.

Noha a gazdaság első időszakban jellemző, finoman szólva „túlzott központosítása” (Kornai [1957]) és az erőteljes politikai kontroll a társadalmi egyenlőtlenségek konvencionális valutákban (pénz, vagyon) számított csökkenéséhez járultak hozzá, új egyenlőtlenségeket is létrehoztak az életesélyek számos területén. A gazdaság erőteljes szerkezeti átrendeződése átfogó strukturális mobilitást hozott, ami azonban együtt járt a kereseti lehetőségek és a munkalehetőségek területi szétterülésével is. A háború utáni javuló mobilitási esélyeket és a hosszú távon csökkenő jövedelmi és vagyoni egyenlőtlenségeket nem annyira a brutális társadalom-átrendező intézkedések hozták meg, hanem sokkal inkább egyes társadalmi reform intézkedések. A kötelező iskoláztatásnak mindjárt a háború után történt kiterjesztése jelentős mértékben járult hozzá a társadalmi mobilitáshoz (Andorka és Simkus [1982]) és ezen keresztül nyilván a hosszabb távon érvényesülő kereseti és jövedelmi egyenlősítéshez.

A jövedelemeloszlásnak a jóléti rendszerek jogosultsági feltételeinek alakításán keresztül megvalósuló korrekciója az első időben a társadalmi és gazdasági szerkezet szolgálatába volt állítva (például azáltal, hogy a társadalombiztosítási és egészségügyi jogosultságok az agrárnépesség számára jelentősen korlátozottak voltak, valamint azáltal, hogy a jogosultsági kritériumok nagyon erőteljesen a foglalkoztatottsághoz igazodtak). A hatvanas és a hetvenes évek társadalompolitikai gyakorlatát ennek megfelelően meg lehetne írni az egyenlősítő „húzd meg” és a liberalizáló „ereszd meg” váltakozásának történeteként is. A hatvanas évek gazdasági reformjai nyilván a jövedelmi egyenlőtlenségek enyhe növekedésével jártak, a hetvenes évek visszarendeződési folyamatai azonban ismét valamifajta mesterséges egyenlősítés irányába mutattak.

A nyolcvanas években a társadalmi struktúra változásait taglaló írásokban az „állami újraelosztás” és a „piac” szembenállásáról volt szó. Az azonban, hogy összességében a gazdaság liberalizálódása milyen módon hathatott a jövedelmi és vagyoni egyenlőtlenségek szerkezetére, a szociológiai és a közgazdasági irodalomban is viták tárgyát képezte. Egyes írások a piaci és kvázi-piaci mechanizmusok egyenlőtlenségeket kompenzáló hatását emelték

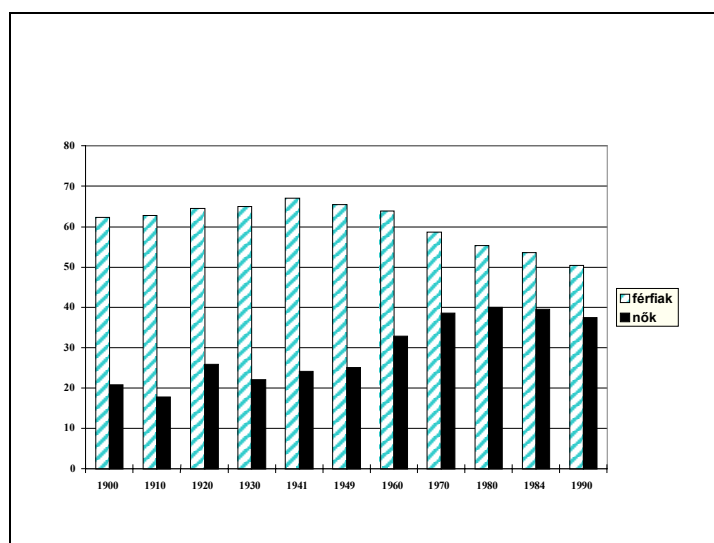
ki, mások viszont egy ezzel ellentétes hipotézis, a piaci és az állami újraelosztási mechanizmusoknak az egymást erősítő hatásának lehetőségét hangsúlyozták.⁸¹

A jövedelmi egyenlőtlenségeket történeti perspektívában vizsgálva azt látjuk, hogy a háztartások jövedelmi egyenlőtlenségei az 1962 és 1982 közötti időszakban csökkentek. Ezután, tehát jóval az „átmenet” kezdete előtt emelkedésnek indultak az egyenlőtlenségek, jobbra a nyolcvanas évek gazdasági visszaesésével, illetve az ezzel párhuzamosan kényszeredetten és félszívvel végrehajtott gazdasági liberalizációval, valamint az egyre inkább megtúrt magángazdasági aktivitás akkor még lassú térhódításával egyidőben. Ebben az időszakban a legfontosabb jövedelemegyenlőtlenségi mutatók értékei jelentősen emelkedtek, de az időszak folyamán az egyenlőtlenségek növekedése inkább az eloszlás felsőbb régióiban zajlott le. (Erre a történetre a 4.3. fejezetben még részletesen visszatérek.)

A jövedelmi egyenlőtlenségeket döntő mértékben meghatározó tényezők, ezen belül is a foglalkoztatottsági minták drasztikusan megváltoztak a háborút követő negyven évben. Miközben a férfiak teljes népességen belüli foglalkoztatottsága a csúcot jelentő 1941-es év 65 százalék feletti szintje után fokozatosan csökkent, 1990-re ötven százalék körüli mértékre, a nők foglalkoztatottsága a század folyamán folyamatosan emelkedett, majd a háború után erőteljesebb növekedésnek indult, egészen az 1980-as maximumig. Ekkor a teljes népességhez viszonyítva mintegy 40 százalék volt a nők foglalkoztatottsága, ami 1990-re 3 százalékpontot esett. (Andorka [1992 p. 29, valamint 8. ábra]). A foglalkoztatottság ilyen módon való alakulásának számos oka és következménye is van (Tóth [1996c]), a mi szempontunkból azonban azt valószínűsíthetjük, hogy ez a családok jövedelmi egyenlőtlenségeinek alakulásában is igen fontos szerepet játszott.

⁸¹ Szelényi Iván például írásaiban említi, hogy az állami újraelosztás inherensen egyenlőtlenségeket teremt, amelyeknek a korrigálása a piaci viszonyok térhódításától várható (Szelényi [1978]) Az 1980-as években azonban Szelényi interpretációjában már arról volt szó, hogy vannak domináns integrációs mechanizmusok és az általuk kreált egyenlőtlenségek korrigálását várhatjuk a nem domináns mechanizmusoktól (Manchin–Szelényi [1986]) Kolosi Tamás L-modellje szerint a magyar társadalom szerkezetében a bürokratikus állami újraelosztás és a piaci jövedelemtermelés adja a lényegi megkülönböztetést. (Kolosi [1987]) Kornai János bürokratikus és piaci koordinációról beszél, amelyek az etikai és az önkormányzati koordináció intézményeivel együtt adnak keretet a tényező allokációnak. Kornai [1993]

8. ábra: Férfiak és nők foglalkoztatottsági rátái 1900 és 1990 között



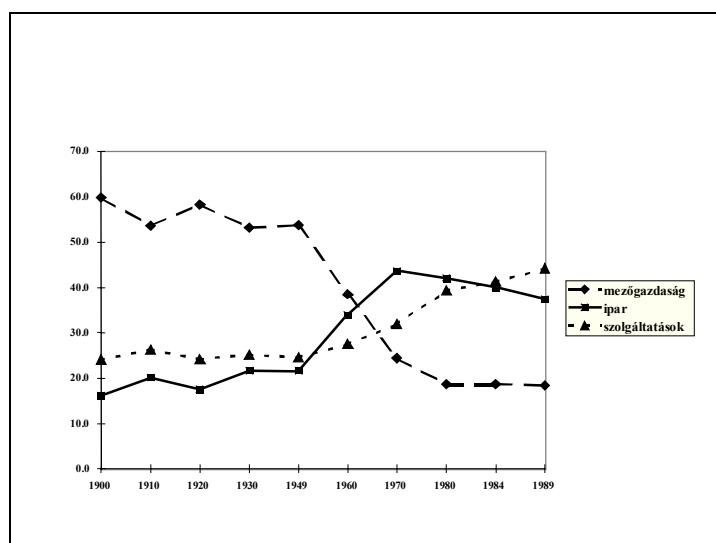
Forrás: Tóth ([1996 1. ábra]), Andorka–Harcza ([1990 p. 94]), Andorka ([1992 p. 29]) alapján.

A foglalkoztatottságnak a jövedelmi egyenlőtlenségek szempontjából szintén döntő jelentőségűnek tekinthető legjelentősebb fordulata nagyjából 1950 és 1970 között következett be. (Andorka–Harcza [1990 p. 91]) Ezt követően a mezőgazdaság részaránya lényegében valahol 20 százalék körül stabilizálódott, a szolgáltatások folyamatos növekedése 1989-ig az ipar rovására következett be.⁸² (9. ábra)

További, a keresetek és a jövedelmek eloszlása szempontjából nagyon fontos foglalkoztatottsági átrendeződést követhetünk nyomon az aktív keresők társadalmi-foglalkozási kategóriák szerinti összetételének és az adott kategóriákba tartozók jövedelmeinek változásában. Az egyes munkajelleg- és foglalkozási csoportok társadalmi rétegződésben játszott meghatározó szerepét kiemelő vizsgálatok (Ferge [1986]), valamint a később végzett jövedelem-vizsgálatok alapján mód van arra, hogy a különböző társadalmi-foglalkozási csoportok relatív jövedelmi helyzetét nyomon kövessük. (2. táblázat)

⁸² A mezőgazdasági foglalkoztatottságnak ez a nyolcvanas évekbeli látszólagos stagnálása minden bizonnyal azzal függhet össze, hogy a hiánygazdaság (Kornai [1980]) körülményei között a mezőgazdasági üzemek ún. melléküzemágakkal egészítették ki tevékenységi portfóliójukat, amivel statisztikai értelemben mezőgazdasági foglalkoztatottságot tartottak meg, valójában persze a konkrét tevékenységek inkább ipari és szolgáltató jellegűek voltak. Ennek további elemzése azonban messze meghaladná e tanulmány kereteit.

9. ábra: A foglalkoztatottság szektorális megoszlása 1900 és 1989 között



Forrás: Tóth [1996 4. ábra], Andorka–Harcza ([1990 p. 91]) alapján. Népszámlálási és Mikrocenzus adatok [1984]

A bemutatott adatok ebben a metszetben azt mutatják, hogy a társadalmi-foglalkozási csoportok közötti különbségek az időszak folyamán csökkentek. Meg kell jegyezni, ez csak részben utal arra, hogy összességében csökkentek volna a jövedelmi egyenlőtlenségek (korábban láttuk, hogy az egyes decilisek arányainak változásai nem ezt mutatták). Inkább arról lehetett szó, hogy a társadalmi rétegek felsorolt kategorizálása egyre kevésbé volt képes megragadni a jövedelmi különbségeket.⁸³ Az adatokból az is látszik, hogy ezen időszak folyamán a rétegek között bizonyos átrendeződések is végbementek. Az önálló kisiparosok és kiskereskedők családjainak egy főre jutó jövedelme az időszak folyamán folyamatosan, a parasztok jövedelme pedig az időszak második felében csökkent. Ez a jelenség nyilvánvalóan annak a társadalompolitikának volt köszönhető, amelyik a magántulajdon leértékelését és az állami tulajdon felértékelését tűzte ki céljául.⁸⁴ Ugyanakkor az is jól látszik, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek meghatározódásában fontos, és valószínűleg időben növekvő szerepet játszottak a pénzbeli társadalmi újraelosztás eszközei. Ezt illusztrálja az is, hogy a nyugdíjas háztartások jövedelmei az időszak során mind

⁸³ Ugyanakkor az egyes rétegek különbségei, különösen az időszak elején, jól mutatták, hogy az adott korban uralkodó két osztály–egy réteg modell biztosan rosszul mutatja be a magyar társadalmat. Ezt jelezte például az, hogy a szellemi foglalkozásúakon belül a vezetők és értelmiségiek, valamint a középszintű irodai dolgozók között, továbbá a kétféle munkások esetében a szakmunkások és a szakképzetlen munkások között jelentős különbségek voltak, és ezek a különbségek alacsonyabb egyenlőtlenségek mellett nagyjából-egészében azt a hierarchiát tükrözték, mint ami a nyugat-európai országokban jellemző volt. (Andorka [1997 p. 175]) Ugyanakkor a szóban forgó rétegződési vizsgálatokkal szemben éppen ezeken a pontokon fogalmazódtak meg explicit vagy implicit kritikák is. Egyfelől Konrád és Szelényi [1989] a hetvenes évek közepén írt munkájukban az értelmiség kitüntetett társadalmi szerepét emelték ki, másfelől Kemény [1972] a munkásság további belső rétegzettségére hívta fel a figyelmet.

⁸⁴ Az egyenlősítési törekvések azonban talán még erősebbek voltak az állami szektoron belül, ami a hetvenes években gyakorlatilag a teljes foglalkoztatottságot átfogta. Az minisztériumi osztályvezető vagy az egyetemi professzor közötti nyolc–kilencszeres kereseti különbséget már 1957-re két–háromszorosra szorították le. (Ferge [1979 p. 172])

közelebb kerültek az átlaghoz. Végezetül meg kell jegyezni, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek összesített mértéke az egyes rétegekbe tartozók számának és az adott rétegek átlagos jövedelmének együttes hatásaként alakul ki. 1962 és 1990 között a vezetők és értelmiségiek kategóriája az aktív keresők között 3 százalékról 11 százalékra, a középszintű szellemi és irodai foglalkozásúak száma 14 százalékról 22 százalékra változott. A mezőgazdasági dolgozók abszolút száma 1990-re az 1949-es érték 26 százalékára esett vissza. Ugyanebben az időszakban a nem mezőgazdasági kétkezi munkások száma két és félszeresére nőtt. Ezen belül pedig a szakmunkások aránya még nagyobb mértékben emelkedett, bár 1990-ben a fizikai munkásoknak még mindig csak fele volt szakmunkás. Az erőltetett iparosodás eredményeképpen az önálló foglalkozásúak és a kiskereskedők együttes száma már 1970-ben nyolcvanezer alá esett és még a nyolcvanas évek végén sem érte el az 1949-es szám kétharmadát. (Andorka [1995]) A kialakuló egyenlőtlenségek mértékét tehát a foglalkozási összetétel változása és az egyes társadalmi-foglalkozási kategóriák átlagjövedelme között arányok átrendeződése együttesen okozta.

2. táblázat: Az átlagos havi egy főre jutó jövedelem a háztartásfő társadalmi rétegződési helye szerint, az összes háztartás átlagának százalékában

A háztartásfő társadalmi helyzete	1962	1967	1972	1977	1982	1987
Vezető és értelmiségi	154	140	150	142	127	125
Középszintű szellemi	128	122	115	108	107	111
Önálló kisiparos, kiskereskedő	119	111	108	97	99	93
Szakmunkás	109	103	100	99	99	102
Betanított munkás	95	92	89	93	92	88
Segédmunkás	82	86	80	86	84	81
Paraszt	87	101	105	104	95	90
Nyugdíjas	84	81	83	91	98	94
Összesen	100	100	100	100	100	100

Forrás: Andorka [1997 pp. 175–176], Ferge [1968], valamint a KSH jövedelem-felvételei alapján.

A szegénység részarányát, amit az adott korban hivatalosan nem lehetett kiszámítani, hiszen magának a „szegénység” szónak az emlegetése is ellenzéki tettnek számított, az időszak jelentős részére csak becsülni lehet. Abszolút szegénységi küszöböt csak 1968-ra és 1982-től kezdődően számított a KSH. (Andorka [1997 p. 135]) Ennek a létminimumnak, noha önmagában a módszertanával a kezdetekben – mikor az infláció még nem volt jelentős – nem is lett volna probléma, számos hiányossága volt (Szalai [1990]). Mindazonáltal, lehetséges volt a segítségével visszamenőlegesen becsülni a létminimum alatti népesség számát és arányát. E becslések eredményeit a 3. táblázat mutatja.

3. táblázat: A létminimum alatt élők aránya a megfelelő népességcsoportokon belül, 1977–1987 (%)

	Aktív keresős háztartásokban	Aktív kereső nélküli háztartásokban	Az összes háztartásban
	élők aránya		
	Jövedelem-felvételek alapján		
1977*	10,7	18,0	11,7
1982	10,0	11,9	10,3
1987	13,5	8,5	12,7
	Háztartás statisztikai felvételek alapján		
1978*	14,4	21,1	15,4
1980*	13,2	17,2	13,8
1982	15,0	13,3	14,8
1983	16,5	18,0	16,7
1985	16,0	14,2	15,7
1987	14,5	10,5	13,8

**Az 1977, 1978 és 1980-as adatok becsült adatok. A becslés feltételezése szerint a létminimum átlagjövedelemhez viszonyított aránya ezekben az években megegyezett az 1982-es aránnyal.
Forrás: Szalai [1990 p. 424]*

Eszerint a szegénység részaránya a jövedelem-felvételek alapján előbb kismértékben csökkent, majd kismértékben emelkedett, és ez teljesen összhangban van a jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságának azonos időszakon belüli változásával.⁸⁵ A háztartási költségvetés felvételek alapján a létminimum alatt élők száma 14 százalék és 17 százalék között hullámzott ugyanebben az időszakban. Andorka Rudolfnak a jövedelem-felvételek alapján végzett becslése szerint 1962 és 1967 között a létminimum alatt élők száma hárommillióról egymillióra csökkent, majd 1982-ben mintegy 11 százalék, 1987-ben pedig körülbelül 9 százalék élt a létminimum alatt. (Andorka [1997] p. 135) Ugyanebben az időszakban az ún. társadalmi minimum alatt élők aránya mintegy újabb 10 százalék lehetett. Ferge Zsuzsa történeti becslése szerint a háború előtt a szegénység aránya 50–65 százalék körül volt Magyarországon (1935 körül ennél valamivel még magasabb). Ez csökkent le 1960-ra 30–40 százalékra, majd 1980-ra 10–30 százalékra. (Ferge [1986] p. 64)

⁸⁵ Bár ez bizonyos mértékig „be van kódolva” a számítási módszertanba: mivel létminimum nem állt rendelkezésre 1982 előtt, Szalai Júlia azt az egyébként kézenfekvő módszert alkalmazta, hogy a létminimum és az átlagkereset 1982-es arányait visszavetítette 1978-ra is. (Szalai [1990] p. 424)

4.2. A rendszerváltás sokkja és a gazdasági átalakulás Magyarországon, valamint a többi visegrádi országban, a nyolcvanas és a kilencvenes évtized közepe között

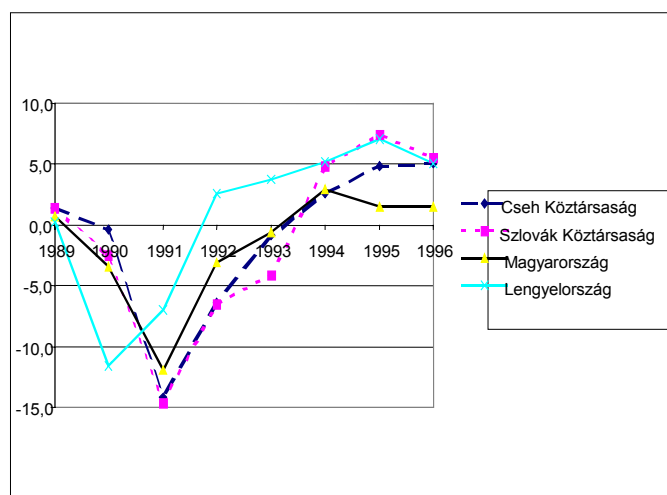
A posztoszocialista országokban az átmenet során mindenütt nagymértékben növekedett a szegénység és az egyenlőtlenségek mértéke. Az egyes országok között azonban markáns különbségek vannak mind az induló szinteket, mind a transzformáció során bekövetkezett trendeket, mind pedig az állami politikákat illetően. Úgy tűnik, hogy a reformokat előbb kezdő országokban (Lengyelországban és Magyarországon) előbb kezdődött meg az egyenlőtlenségek növekedése, valószínűsíthető azonban, hogy ebben a tekintetben a többi közép-kelet-európai ország (Csehország, Szlovákia és valószínűleg Szlovénia) is „felzárkózik” a gazdasági átmenet előrehaladásával. Összességében azonban az egyenlőtlenségek legnagyobb mértéke és az állami politikák egyenlőtlenségek csökkentésével kapcsolatos leggyengébb teljesítménye pontosan azokban az országokban (a volt Szovjetunióban) jellemző, ahol egyébként a szocializmus időszakában a legnagyobb hangsúlyt fektették az egalitárius ideológiákra. (Andorka–Ferge–Tóth [1997a], Atkinson–Micklewright [1992], Förster–Tóth [1997a, 1997b]) A magyar adatok elemzésére később részleteiben visszatérek. Most előbb tekintsük át komparatív személetben az egyenlőtlenség alakulására hatással levő folyamatokat Magyarországon és a többi visegrádi országban!

Magyarország, hasonlóan a többi visegrádi országhoz, előre nem várt mértékű transzformációs visszaesésen (Kornai [1993]) ment keresztül. Az átalakulási válság már egy hosszabb stagnálási periódust követett a szóban forgó országokban, ám az átmenet így is jelentős egyszeri sokkot jelentett, amely során a gazdasági orientáció keletről nyugat felé terelése, a gazdasági szerkezetváltás és a munkaerő-piaci alkalmazkodás mindenütt a kibocsátás visszaesését hozta magával.

Magyarországon, mint a többi visegrádi országban, a GDP legnagyobb mértékű csökkenése 1991-ben következett be (kivéve Lengyelországot, ahol ez már 1990-ben megtörtént). A recesszió enyhülésének néhány jele után 1994 körül indult meg a növekedés. A GDP növekedése Lengyelország esetében tűnt a legstabilabbnak: a visegrádi országok közül ez volt az egyetlen ország 1996-ig, amelyiknek sikerült az átmenet előtti GDP-szint közelébe kerülnie. A másik három ország 1996 végéig lemaradni látszott a felzárkózást illetően. Ekkortól a magyar gazdaság növekedése nyomába eredt a lengyel gazdaságénak (1999-ben már harmadik éve tartott az évi 3–5

százalék körüli sávban mozgó növekedés, ami 2000-ben és utána is folytatódott), a cseh és a szlovák gazdaságnak azonban ekkoriban elhúzódó nehézségekkel kellett szembenéznie.⁸⁶

10. ábra: A GDP évenkénti növekedése a visegrádi országokban, 1989–1996 (%)



Forrás: Förster–Tóth [1997a]. Az adatok forrása: EBRD [1996]: Csehország: p. 191, Szlovákia: p. 204, Magyarország: p. 195, Lengyelország: p. 201; az 1995-re és 1996-ra vonatkozó adatok becslések.

Az infláció dinamikáját tekintve Magyarország esetében szintén 1991 volt a csúc. Azonban a választási évet jellemző csökkenés után 1995-ben és 1996-ban az infláció előbb ismételt növekedésnek indult (legfőképpen az 1995-ös stabilizációs intézkedések következtében), majd újabban csökkenni kezdett.⁸⁷ 1999-ben már 10 százalék volt az éves infláció és lényegében utána is ezen a szinten maradt.

Több tényező, mint pl. a GDP csökkenése, a munkaerőpiac átrendeződése vagy tudatos politikai intézkedések következményeként, az 1989 és 1991 közötti időszakban Magyarországon is, csakúgy, mint a többi visegrádi országban, csökkentek a reálbérek. A növekedés 1991-ben Csehországban, valamint (kisebb ingadozásokkal) Szlovákiában indult meg elsőként. Lengyelországban 1990 és 1995 között a reálbérek stagnálni látszottak, miközben a magyar adatok az 1994-es mérsékelt növekedés után ismét csökkenést mutattak. Csehországban 1995-re a reálbérek elérték az 1989-es szint 90 százalékát, a többi országban pedig az 1989-es szint háromnegyedét.

⁸⁶ A tanulmány a jövedelemeloszlás visegrádi országok közötti összehasonlításában csak a kilencvenes évek közepéig tud elmenni, ezért a gazdasági összehasonlítások is erre az időszakra korlátozódnak. A magyar adatok elemzésekor természetesen részletesebb és hosszabb idősorokat tekintek át.

⁸⁷ A visegrádi országok közül Lengyelország a többi országtól eltérő inflációs tartományba tartozott. A hatalmas hiperinfláció az időszak második felében fokozatosan az infláció „normális” szintjére csökkent. A Cseh Köztársaság és Szlovákia a legnagyobb ársokkot 1991-ben szenvedte el, viszont azóta az 1992-es második növekedési szakasz ellenére az infláció 1996-ig viszonylag alacsony szinten maradt. Utána azonban ismét

4. táblázat: A reálbérek éves indexei a visegrádi országokban, 1989–1995 (%)

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Csehország	100	94,5	69,6	76,7	79,6	85,8	92,4
Szlovákia	100	94,6	67,5	72,9	69,5	71,6	78,3
Magyarország	100	94,3	87,7	85,9	82,5	88,3	78,4
Lengyelország	100	75,6	75,4	73,4	71,2	72,5	75,4

Forrás: UNICEF [1997 p. 140] alapján Förster és Tóth [1997a].

A jövedelemeloszlás különbségei közvetlenül a rendszerváltás előtt még egy olyan kis régióban jelentősek voltak, mint amilyen a visegrádi országoké. (5. táblázat)

5. táblázat: Egy főre jutó nettó jövedelem alapján számított egyenlőtlenségi mutatók a visegrádi országokban közvetlenül a rendszerváltást megelőzően (A különböző percentilisekhez tartozó jövedelmek a medián százalékában kifejezve)

	Cseh Köztársaság 1988	Lengyelország 1989	Magyarország 1987	Szlovákia 1988
P5	59,7	44,9	52,2	58,8
P10	66,9	54,5	61,3	66,0
P25	81,2	72,6	76,9	81,5
P75	128,8	135,9	13,3	125,9
P90	162,5	180,2	172,6	157,6
P95	185,7	217,0	208,8	179,9
P90/P10	2,43	3,31	2,81	2,39

Forrás: Andorka–Ferge–Tóth [1997 4. táblázat], Atkinson–Micklewright [1992] alapján.

Ezen adatok szerint a rendszerváltást megelőzően a jövedelmi egyenlőtlenségek Lengyelországban és Magyarországon voltak a legnagyobbak, míg az akkor még egy ország két különböző régiójára vonatkozó cseh és szlovák adatok alacsonyabb szintű jövedelmi egyenlőtlenségekről adtak számot. Több különböző adatforrás összevetésével egyébként Andorka, Ferge és Tóth [1997] azt találta, hogy nagyjából ez az egyenlőtlenségi sorrend elég nagy megbízhatósággal jelenthető ki, de a magyar és a lengyel adatok összehasonlításakor az eredmények nem mindig konkluzívak.

A jövedelemeloszlásban és a társadalmi szerkezetben fellelhető különbségeket meggyőzően mutatják be a rendszerváltás előtti állapotokra (Atkinson–Micklewright [1992], Kornai [1993]) vonatkozó tanulmányok és azok is, amelyek a rendszerváltás jövedelemeloszlásra gyakorolt hatásait követték nyomon a volt tervgazdaságok teljes régiójára (World Bank [1996, 2000b], EBRD [1996], Flemming–Micklewright [1999]) vagy annak a visegrádi országokat magában

növekedett.

foglaló szejetére (Andorka–Ferge–Tóth [1997], Förster–Tóth [1997], Vecernik [2001a, 2001b]) vonatkozóan, vagy úgy, hogy a közép-kelet-európai adatokat a fejlett OECD-országok kontextusába helyezték (például Smeeding–Gottschalk [1995], Sprout [1995], Bradbury–Jantti [1999], Förster [2000], OECD [1999]).

Ezek alapján megállapíthatjuk, hogy a relatív szegénységi arányok – amik természetesen alapvetően a jövedelemeloszlás mintájától függenek – a régió egészében csökkentek a rendszerváltás előtti évtizedekben. Ha tehát tekintetbe vesszük azt, hogy a szóban forgó országok egy főre jutó nemzeti terméke a nyugat-európai országok hasonló mutatójának fragmentumaként volt meghatározható, akár közvetlen árfolyamokon, akár vásárlóerő paritáson számoljuk, a gazdasági fejlettség adott fokán a szegénység csökkentésében elért teljesítménye figyelemre méltó volt. Látni kell azonban azt, hogy ennek a gazdasági teljesítmény terén nagyon magas ára volt (Kornai [1993]), valamint a szegénység a rendszerváltás előtt is jelen volt, csak esetleg kevésbé volt látható.

6. táblázat: A magyar gazdaság fontosabb mutatói, 1991–2001

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
GDP, évi reálnövekedés, %	-11,9	-3,1	-0,6	2,9	1,5	1,3	4,6	4,9	4,2	5,2	3,8
Fgyasztói árindex	35,0	23,0	22,5	18,8	28,2	23,6	18,3	14,3	10,0	9,8	9,2
Munkanélküli ségi ráta, regisztrált, év végén	7,5	12,3	12,1	10,4	10,4	10,7	10,4	9,1	9,4		–
Munkanélküli ségi ráta, ILO módszerrel, éves átlag	–	–	–	10,7	10,2	9,9	8,7	7,8	7,0	6,4	5,7
Nettó reálkeresetek, évi növekedés, %	-5,1	-1,8	-3,9	5,2	12,2	-5,0	4,9	3,6	2,5	1,5	6,4
Az államháztartás egyenlege a GDP százalékában	-4,4	-6,5	-5,8	-8,1	-6,5	-3,0	-4,6	-4,6	-3,9	-3,5	3,2

Forrás: Kopint–Datorg ([2002 p. 103]).

*Beclés

4.3. A magyarországi jövedelemeloszlás sajátosságai

A jövedelemegyenlőtlenségre (két legszélső jövedelemdecilis és a két középső jövedelemdecilis arányával durván közelítve, lásd 7. táblázat) vonatkozó hosszú távú idősorok néhány nagyon fontos tendenciára hívják fel a figyelmet.

Először is arra, hogy Magyarországon az egyenlőtlenségek a rendszerváltás általánosan elfogadott időpontjánál sokkal hamarabb növekedésnek indultak. Valamennyi itt vizsgált jövedelemegyenlőtlenségi mutató 1982-ben érte el a legalacsonyabb értéket. Ez az „ideális” időpont, (mármint a rendszerváltás időpontja) amely természetesen nagyon fontos volt a többi közép-kelet-európai ország történelmében, lehet, hogy Magyarország esetében nem is létezett. Az egyenlőtlenségek a nyolcvanas évek elején kezdtek el növekedni, amikor a gazdasági tevékenységek liberalizációja (több piaci jellegű elem bevezetése a gazdasági rendszer működésébe) jellemezte a gazdaságpolitikát.

7. 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	3,7
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	17,5
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–Micklewright ([1992 HII táblázat]), valamint MHP (B) I–VI. hullámok és TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2001 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.

Magyarázatok:

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

p10: a legalsó decilis felső töréspontja a mediánhoz tartozó jövedelemérték százalékában

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

S1 és S10: a legalsó, 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.

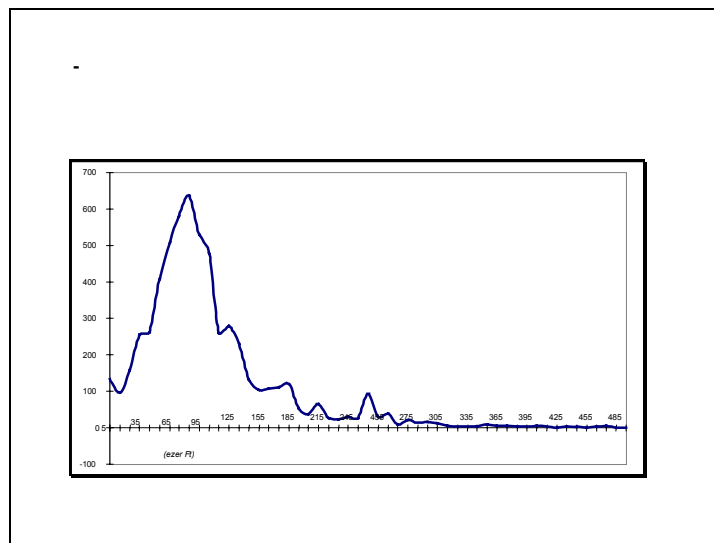
Egy második fontos jellemző, hogy az egyenlőtlenségek növekedése természetesen felgyorsult az évtizedforduló környékén. Ez volt az az időszak, amikor a legnagyobb ugrást tapasztalhattuk az egyenlőtlenség mértékében. A vizsgált egyenlőtlenségi mutatók legmagasabb értéke 1994-et jellemzi. Ezt követően az egyenlőtlenségek (legalábbis a vizsgált, alapvetően az egy főre jutó jövedelmek alapján számított mutatók) nem nőttek vagy enyhén csökkentek a szóban forgó években.⁸⁸

A magyarországi jövedelemeloszlás – mint általában a jövedelemeloszlások – a 90-es években is baloldali aszimmetrikus, vagyis alsóbb régióiban jelentős nagyságú

⁸⁸ A KSH által 1996-ban végzett jövedelemeloszlási vizsgálat adatai (KSH [1998]; Havasi *et al.* [2000]; 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.

népességcsoportok sűrűsödnek, a felső sávokban viszont az átlagnál lényegesen magasabb jövedelmű, ám nem túl nagy számosságú csoportok „húzzák szét” a mezőnyt. Jól látszik mindez a 11. ábrán, ahol az 1992-es eloszlási adatokat vizsgálhatjuk meg. A jövedelemeloszlás e jellemzőjét mutatja az is, hogy az átlagos jövedelem nagysága 1992-ben mintegy 15 százalékkal meghaladta a medián jövedelem nagyságát. Hasonló mértékű, 1 százalékponttal nagyobb eltérést tapasztalhattunk 1996-ban is, bár a különbség 1995-ben elérte a 20 százalékot is.

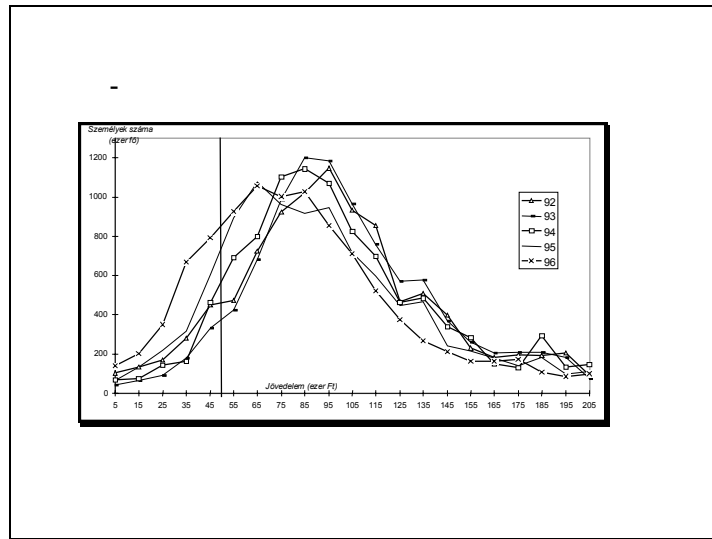
11. ábra: Jövedelemeloszlás 1992-ben: az egyes, egy főre jutó jövedelmi kategóriákba tartozó személyek száma az MHP mintában



Forrás: MHP (A), I. hullám

A mediánjövedelmeknek ez a lefelé csúszása elsősorban azért következett be, mert a reáljövedelmek differenciáltan alakultak ugyan, de évről évre többen voltak azok, akiknek a reáljövedelme esett, azoknál, akiknek a reáljövedelme nőtt. Így összességében a reálértéken bemutatott jövedelemeloszlás balra tolódott. Ezt illusztrálta az egymást követő évek mediánértékeinek reálérték esése. Ugyanezt mutatja az az ábra is, amely az egyes évek reáljövedelmeinek eloszlását ábrázolja ugyanahhoz a szegénységi küszöbhez (az 1992-es medián feléhez) viszonyítva (12. ábra). Világosan látszik ebből, hogy az egymást követő években a reáljövedelmek egy részének esése mind nagyobb népességcsoportokat szorított az 1992-es szegénységi küszöb alá.

**12. ábra: A jövedelemeloszlás 1991/92 és 1995/96 között, 1991/92-es áron
(1991. április–1992. március = 100)**

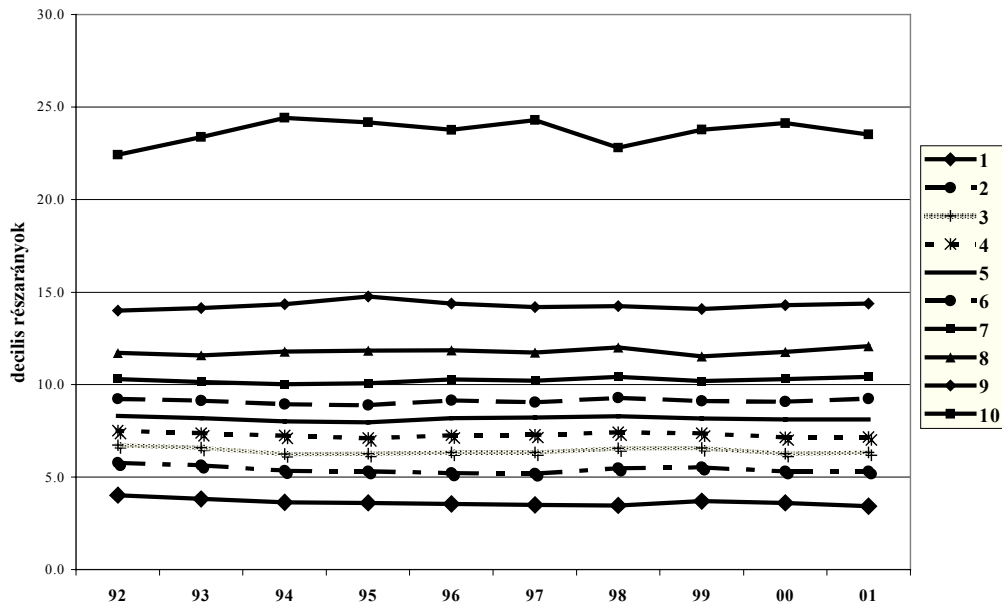


Forrás: MHP (A), I-V. hullámok.

Megjegyzés: Az ábrában elhelyezett függőleges vonal az 1992. évi egy főre jutó jövedelem mediánjának felét reprezentálja.

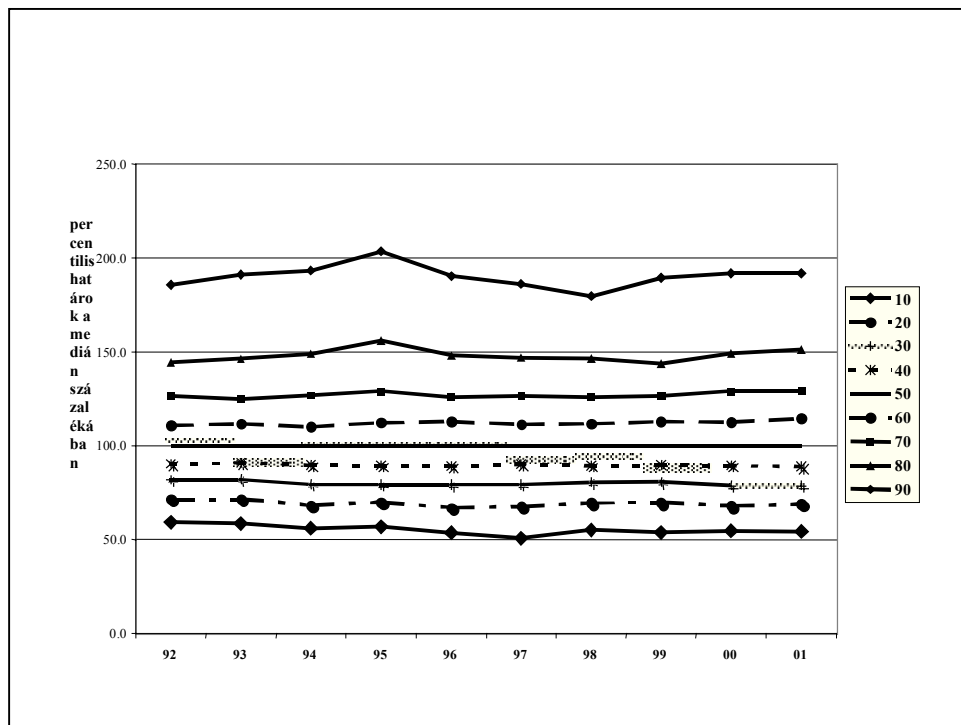
Az 13. ábra a háztartások ekvivalens jövedelmei alapján képzett személyi decilisek részesedését mutatja az összes jövedelemből 1992 és 2001 között. Összességében az egyes decilisek részesedése nem változott jelentős mértékben, a legfelső decilis részesedése nőtt, a legalsóé pedig enyhén csökkent. Lényegében nagyon hasonló történet rajzolódik ki az egyes percentilis határokat a medián százalékában mutató idősorból is. (14. ábra) Két év adatai speciális interpretációt igényelnek. 1994/95-ben a tizedik decilis részaránya lényegében stagnált, a tizedik decilis alsó határpontja azonban viszonylag jelentősebben nőtt. Egy részletesebb vizsgálat ugyanakkor nem mutatja ki, hogy ebben az évben csökkent volna a tizedik decilisen belüli jövedelmek relatív szórása. 1997-ben viszont a felső decilis relatív átlagjövedelmének kismértékű emelkedése azért következhetett be a relatív percentilis határok erőteljesebb csökkenése ellenére, mert jelentősen megnőtt a decilis belső szórása.

13. ábra: A háztartások ekvivalens jövedelmei alapján képzett személyi decilisek részesedése az összes jövedelemből, 1992–2001



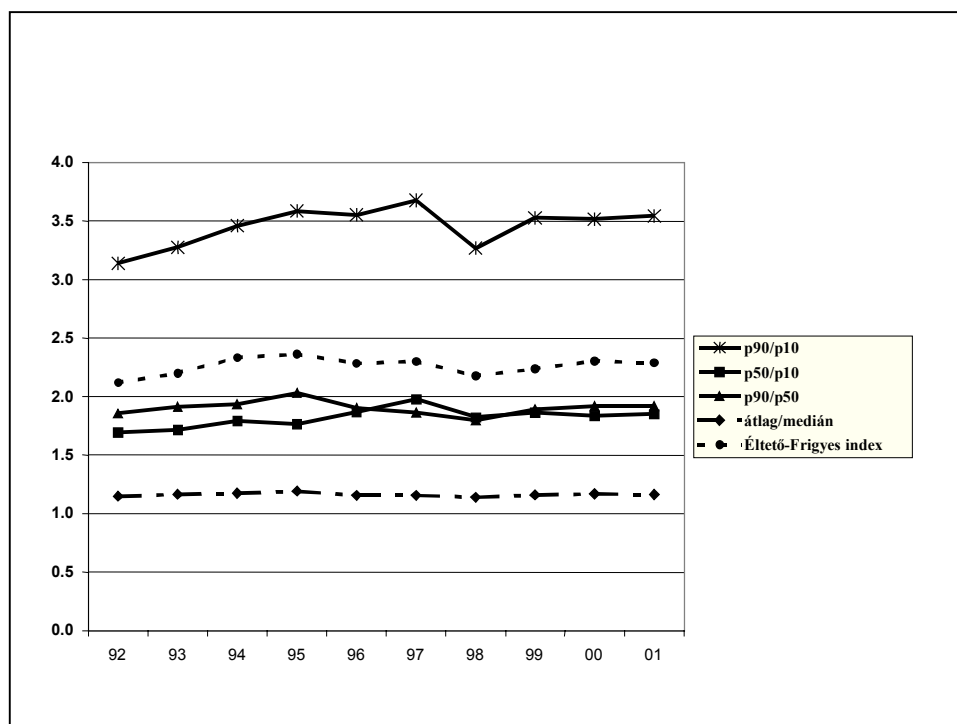
Forrás: 1992–97: MHP (B) I–VI. hullámok és TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2001

14. ábra: A háztartások ekvivalens jövedelmei alapján képzett személyi decilisek határai a medián százalékában, 1992–2001



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

15. ábra: Egyes eloszlási típusú jövedelemegyenlőtlenségi mutatók alakulása a kilencvenes években Magyarországon, 1999–2001



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

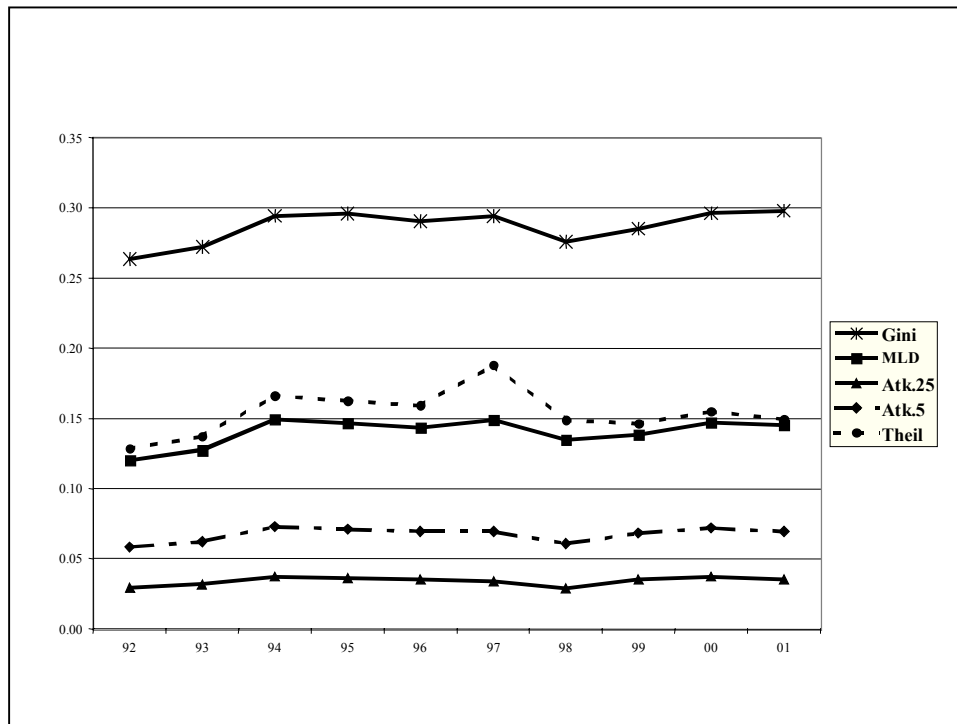
Összességében azonban mind a p90/p10, mind pedig az Éltető–Frigyes index azt mutatja, hogy az egyenlőtlenségeknek volt egy enyhe emelkedő trendje az évtized során, ami valószínűleg az adatállomány váltásával összefüggésben törik meg 1998-ben. (15. ábra) Érdekes még megfigyelni, hogy az évtized során némileg eltérő ütemben mozgott a legfelső és a legalsó percentilis határa a mediánhoz képest. Miközben úgy tűnik, hogy a medián valamelyest közelebb került a felső decilis alsó határához, addig a legalsó percentilishatár inkább leszakadt a mediántól.⁸⁹

Végezetül a szóródási típusú mérőszámok az egyenlőtlenségek egy enyhén emelkedő trendjét mutatják (különösen a Gini-együttható és az MLD-index). Az eloszlás felsőbb régióira érzékenyebb Theil-mutató kiugró értéke visszaigazolja mindazt, amit a tizedik decilis relatív szórás értékei alapján találtunk.⁹⁰ (16. ábra)

⁸⁹ Ezek az eredmények nagy vonalakban, a trendeket tekintve konzisztensek Galasi 1995-ös, illetve 1998-as eredményeivel (Galasi [1995a, 1998b]), de az egyes mutatók közvetlen összehasonlítása nehézkes, hiszen Galasi egy főre jutó jövedelmeket használ és háztartások közötti egyenlőtlenségeket vizsgál.

⁹⁰ Redmond és Kattuman [1999], valamint az 1987–93 közötti időszakban a jövedelemeloszlás alsó és felső széleire érzékeny egyenlőtlenségi mutatók (a Theil és a relatív szórás) egyaránt erőteljesen emelkedtek, miközben a középre érzékeny Gini-koefficiens sokkal kevésbé emelkedett. Szerintük 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

16. ábra: Egyes szóródási típusú jövedelemegyenlőtlenségi mutatók alakulása a kilencvenes években Magyarországon, 1992–2001



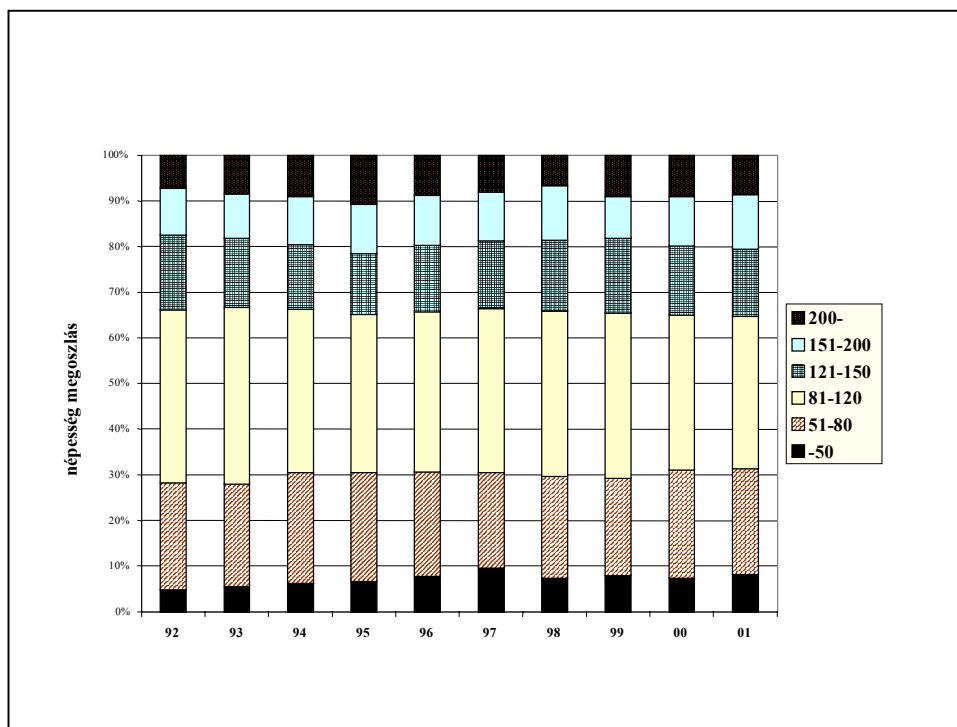
Forrás: 1992–1997: MHP (B) I–VI. hullámok és TÁRKI Háztartás Monitor, 1998–2001

A medián százalékában meghatározott jövedelmi csoportok létszamarányai egyfajta képet festenek a társadalom jövedelmi szerkezetéről. Ennek segítségével nyomon követhető, hogy az egymást követő években hogyan változott például a medián jövedelem fele alatti csoportba tartozók (szegények) aránya, vagy azoké, akik a medián jövedelem kétszeresénél többel rendelkeznek („gazdagok”). Ebből jól látható, hogy a kilencvenes években a szegénységi ráta előbb folyamatosan növekedett, 1997-ben elérte a csúcspontját, majd csökkenésnek indult a kilencvenes 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 százalékától a medián 120 százalékáig tartozókat soroltuk ide) lényegében semmit nem változott a kilencvenes években.

mértéke az 1989–91 közötti időszakban.

17. ábra: A népesség megoszlása az ekvivalens medián jövedelem százalékában meghatározott jövedelmi csoportokban, 1992–2001



Forrás: 1992-1997: MHP (B) I-VI hullámok és TÁRKI Háztartás Monitor, 1998-2001

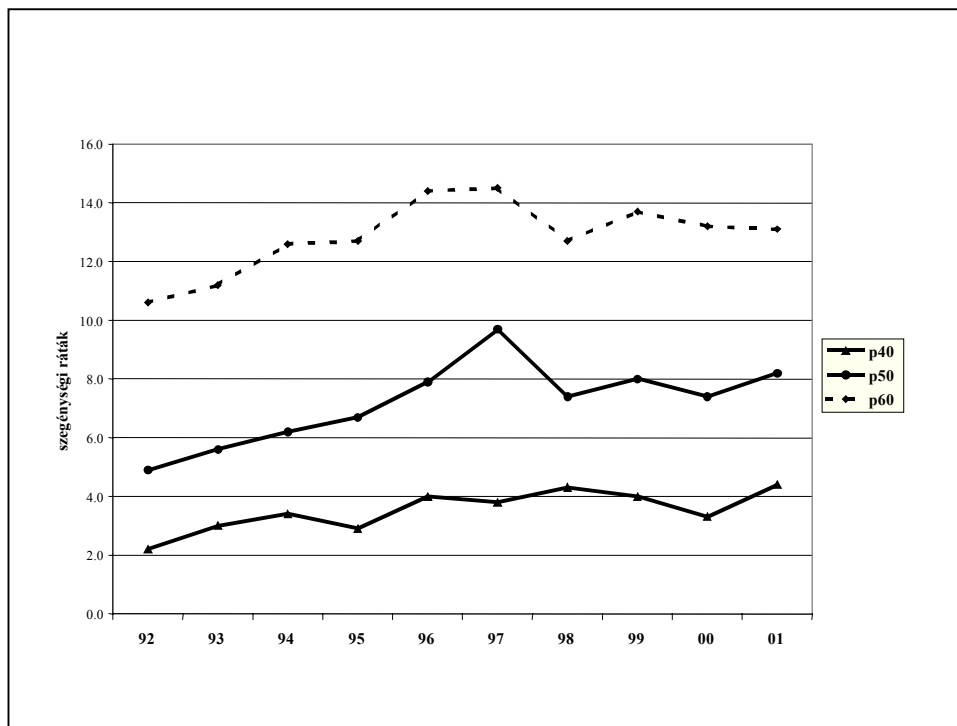
Korábban, az egyenlőtlenségi adatok kilencvenes évekbeni trendjeinek áttekintése során láthattuk, hogy a mediánjövedelmek felénél kevesebbel rendelkezők száma emelkedett 1997-ig, majd csökkent. Ez a minta rajzolódik ki akkor is, ha alternatív szegénységi küszöböt használunk (vagyis a medián személy jövedelmének 40, illetve 60 százalékánál húzzuk meg a szegénységi küszöböt). (18. ábra)

A medián 50 százalékában meghatározott szegénységi küszöb mellett a szegénységi ráták valamivel volatilisabbak, mint a másik két definíció szerinti ráták. Az általános trend, mindazonáltal, nagyon hasonló volt.

A jövedelmi szegénység kétségtelenül csak egyik aspektusát jelenti a társadalom főáramába való bekapcsolódás akadályainak. Manapság egyre többen hivatkoznak az ún. társadalmi kirekesztés fogalmára, ami többdimenziós és dinamikus szegénység-megközelítést takar. Nincs ugyan pontos és általánosan elfogadott meghatározás a társadalmi kirekesztettségre (bár az utóbbi időben nagy nemzetközi szervezetek, például az Európai Unió, is előszeretettel alkalmazzák), konszenzuálisan beleértik a jövedelemhez, a lakhatáshoz, az egészségi ellátáshoz, munkalehetőséghez való hozzáférést, illetve annak hiányát. Tudva, hogy a jövedelmi szegénység lényegesen szűkebb ennél a meghatározásnál, a továbbiakban

(elsősorban az elérhető adatok miatt) mégis a jövedelmi szegénységgel foglalkozom. A jövedelmi, illetve nem jövedelmi egyenlőtlenségek és szegénység megkülönböztetésével kapcsolatosan részletesebb megjegyzések találhatóak a 2. Függelékben.

18. ábra: Szegénységi ráták alakulása a kilencvenes években, alternatív szegénységi küszöbök mellett, 1992–2001



Forrás: MHP 1992–1997 (B); 1998–2001 TÁRKI Háztartás Monitor

4.4. Gazdasági növekedés és jövedelemeloszlás

A rendelkezésünkre álló vizsgálatok adott év tavaszán (általában áprilisban) készültek és a megelőző év márciusától az adott év márciusáig tartó évre vonatkoznak. Ezért a következő táblázatban referencia évnak a megelőző évet használjuk (az 1992-es vizsgálat esetében 1991-t, és így tovább). Az elemzés során végig a jövedelmek nominál értékeit használjuk, hiszen ebben az összefüggésben az egyes jövedelmi csoportok relatív pozíciójának változása áll a figyelmünk középpontjában.

8. táblázat: Az egyes decilisek relatív pozíció változásai a gazdasági növekedés különböző periódusaiban, 1992–2000

Az adatfelvétel éve	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Referencia év	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Ekvivalens jövedelem, személyi átlag, eFt/ év	156	188	222	255	286	325	371	453	517
Ekvivalens jövedelem, személyi medián, eFt/év	136	161	190	214	247	281	325	391	442
Percentilis értékek, eFt/év a referenciaévben									
P10	81	94	106	121	132	142	179	210	241
P20	97	115	129	149	166	189	226	272	300
P30	111	132	150	170	196	222	262	315	347
P40	123	147	170	192	221	253	291	351	396
P50	136	161	190	214	247	281	325	391	442
P60	151	180	209	241	279	313	363	442	498
P70	172	202	241	276	311	355	409	494	570
P80	197	236	282	334	367	413	476	563	659
P90	253	308	366	436	471	522	584	741	847
A percentilis értékek, az átlag és a medián érték éves növekedési indexei (%)									
	91/90	92/91	93/92	94/93	95/94	96/95	97/96	98/97	99/98
P10	..	117	112	115	109	107	126	118	115
P20	..	118	112	116	111	114	119	121	110
P30	..	119	114	113	115	114	118	121	110
P40	..	119	116	113	115	115	115	121	113
P50	..	118	117	113	116	113	116	120	113
P60	..	119	116	115	116	112	116	122	113
P70	..	117	119	115	113	114	115	121	115
P80	..	120	120	118	110	113	115	118	117
P90	..	122	119	119	108	111	112	127	114
Átlag	..	120	118	115	112	113	114	122	114
Medián	..	118	117	113	116	113	116	120	113
Fogyasztói árindex	35,0	23,0	22,5	18,8	28,2	23,6	18,3	14,3	10,0
GDP, %	-12,1	-3,1	-0,6	2,9	1,5	1,3	4,6	4,9	4,5
Az egyes percentilis értékek és a medián növekedési indexének eltérése az átlagjövedelem növekedési indexétől, százalékpont									
		92/91	93/92	94/93	95/94	96/95	97/96	98/97	99/98
P10		-4	-6	0	-3	-6	12	-5	1
P20		-2	-6	1	-1	1	5	-2	-4
P30		-2	-5	-2	3	0	4	-2	-4
P40		-1	-2	-2	3	1	1	-2	-1
P50		-2	-1	-2	3	0	2	-2	-1
P60		-1	-3	1	4	-1	2	-1	-1
P70		-3	1	0	0	1	1	-1	1
P80		0	1	4	-2	-1	1	-4	3
P90		2	0	4	-4	-2	-2	5	0

A 8. táblázat középső panelje a percentilis értékek, a medián és az átlag éves indexeit mutatja. Látható, hogy az átlag növekedése csaknem minden évben (96-ot és 98-at kivéve) egy-két százalékponttal meghaladta a medián növekedését. Ezekben az években, mint korábban láttuk, az átlag/medián arány is növekedett. Ha figyelmünket a két szélső percentilis értékre összpontosítjuk, akkor azt látjuk, hogy a legalsó percentilis az évek többségében a mediánértéknél lényegesen kisebb mértékben emelkedett (kivéve a 95-ös, 98-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 (kivétel:1995–97) növekedett és egyedül 1995 volt az az év, amikor ennek a percentilisnek viszonylag jelentősebb veszteségeket kellett elszenvednie a mediánhoz képest.

A táblázat legalsó panelje azt mutatja, hogy az egyes percentilis határok növekedése mennyire marad el az átlagérték növekedési ütemétől az egyes években. Ezt a GDP egy évvel korábbi értékeivel érdemes összevetni. A GDP legnagyobb 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. Jól látható, hogy 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 decilisek voltak. A harmadik növekedési évnek csaknem minden jövedelmi csoport a haszonélvezője volt, a legalacsonyabb jövedelműek a leginkább. Azt ezt követő három évben a korábbiakhoz képest lényegesen dinamikusabb GDP-növekedés következett be. Ebben a periódusban először a legfelső decilisek profitáltak a növekedésből.

Összefoglalva tehát nagyon óvatosan azt mondhatjuk, hogy a GDP-növekedés és a jövedelemeloszlás adatait egymás mellé téve kirakható egy olyan történet, ami szerint a növekedés viszonylag közvetlen hatást gyakorol a jövedelemegyenlőtlenségekre. E hatások konkrét mechanizmusai azonban számosak 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, majd az alacsonyabb jövedelműeket később juttatja relatíve kedvezőbb pozícióba.

A növekedés, munkanélküliség és egyenlőtlenségek háromszögében meghatározható folyamatok a 2001-ig terjedő periódusban nem mondtak ellent annak, amit Kuznets modelljéből egyfelől, Coricelli modelljéből másfelől következne. Nem tudjuk azonban ma még megmondani, hogy az egyenlőtlenségek csökkenésének fázisába elérkezünk-e. Az adott modellekből következő tetőzést mindenesetre úgy tűnik, elértük.

A növekedés és a jövedelemegyenlőtlenségek között azonban számos intézményi áttétel teremthet kapcsolatot. Egy nemrégén 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 [2000b]) Ez azonban már átvezet a nemzetközi összehasonlításokhoz.

4.5. A magyar jövedelmi egyenlőtlenségek nemzetközi összehasonlításban

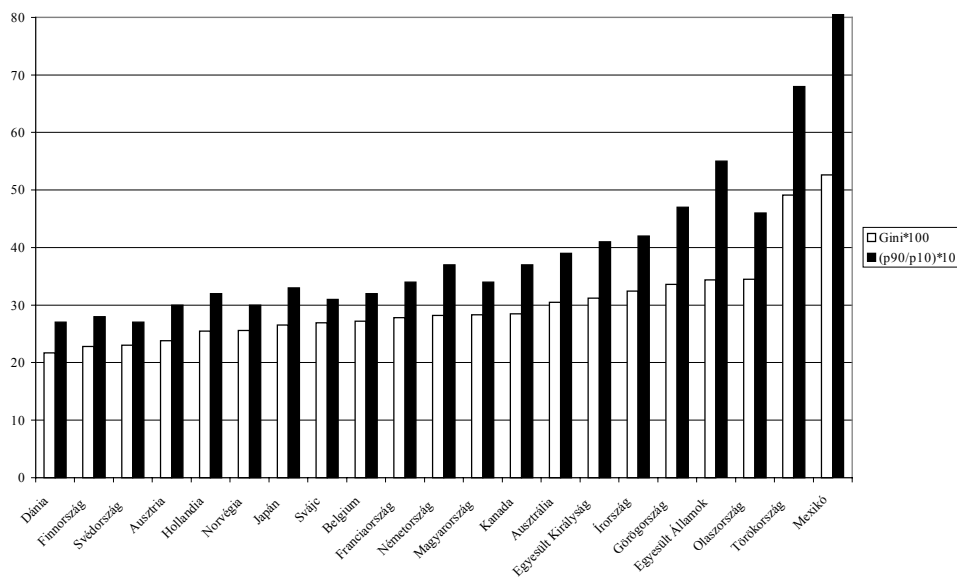
Mindig nehézséget okoz az országos szintű elemzés nemzetközi szintre való kiterjesztése: a jövedelemegyenlőtlenségek esetében a helyzet még súlyosabb. Történeti hagyományok, a kutatási módszertanok, illetve az alkalmazott adatok eltérése és még számos más tényező akadályozhatja a releváns és pontos összehasonlítást. Azonban, mivel mostanában kiváló kísérletet tettek az országok közötti egyenlőtlenségek kiterjedtségének összevetésére, valamint egy relatív sorrend felállítására (Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995]), nehéz ellenállni a kísértésnek, hogy ne helyezzük el Magyarországot is az OECD-országok adatsorában. Ez az összehasonlítás arról is képet adhat, hogy hol helyezkedik el Magyarország az OECD-országok családjában a csatlakozás időpontjában.⁹¹

A magyar jövedelemegyenlőtlenségek meglehetősen hasonlíthatnak a jóléti államokban érvényes értékekhez a nyolcvanas évek folyamán. Az átmenet időszakában növekedtek az egyenlőtlenségek, és ezáltal Magyarország a kevésbé egyenlő országok csoportjába került. A kilencvenes évek közepén nálunk nagyobbak voltak az egyenlőtlenségek, mint az erős szociális állammal rendelkező fejlett országokban (skandináv országok, Ausztria) hasonlóak, mint Franciaországban, Németországban és Angliában, és még mindig kisebbek, mint például

⁹¹ Már az elején meg kell jegyeznünk, hogy mielőtt az összehasonlítást megtettük volna, számos módszertani problémát kellett megoldanunk. A legfontosabb a különféle szegénység fogalmak harmonizálása, a megfelelő megfigyelési egység és a háztartási jövedelem korrigálására alkalmazott ekvivalencia skála, valamint az egyenlőtlenségi mérőszámok kiválasztása. Minden további magyarázat nélkül kijelentjük, hogy mindkét esetben, Atkinson, Rainwater és Smeeding könyvében és ennek a tanulmánynak a készítésekor is a szerzők a legnagyobb óvatossággal jártak el e tekintetben. Ezáltal megfelelően összehasonlítható adatokhoz jutottunk.

Olaszországban, a gazdasági fejlettségben hozzánk közelebb álló európai félperiférián, például Görögországban vagy Törökországban, valamint az Európán kívüli angolszász országokban (19. ábra). Magyarországon nagyobbak tűnnek az egyenlőtlenségek sok más OECD-országhoz képest akkor, ha a középosztályok és a legmagasabb jövedelemmel rendelkezők felső 5 százaléka közötti távolságot nézzük (20. ábra). Van azonban számos olyan közepes fejlettségű vagy fejlettebb ország, amelyekről nem rendelkezünk megbízható adatokkal, és feltételezhetjük, hogy ott minden szempontból nagyobbak az egyenlőtlenségek, mint nálunk.

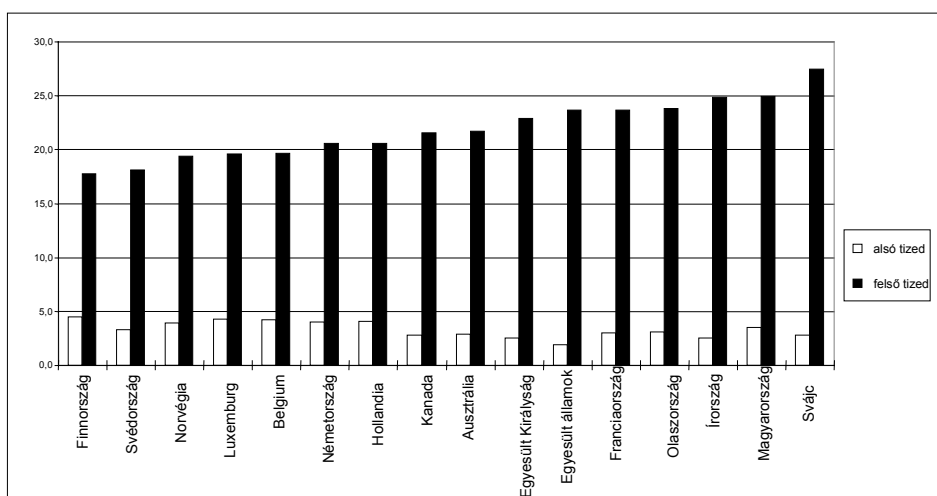
19. ábra: Jövedelmi egyenlőtlenségek összefoglaló mutatói az OECD-országokban: percentilis arányok és Gini-együtthatók



Forrás: Förster, 2000. Mexikóra a p90/p10 értéke helyesen: 11,3

Megjegyzés: a Gini-együtthatókat és a percentilis értékeket személyi ekvivalens jövedelmekre számolták, e=0,5.

20. ábra: Társadalmi távolságok 16 országban: a legfelső és a legalsó jövedelmi tízedebe tartozó személyek részesedése az összes jövedelemből (%)



Forrás: OECD [1995] és Magyar Háztartás Panel (A), IV. hullám.

Megjegyzés: A deciliseket személyi ekvivalens jövedelmek alapján definiáltuk ($e=0,5$).

Amikor a Magyarország és más közép-kelet-európai országok közötti összehasonlítást nézzük, ki kell emelnünk, hogy ezen országok esetében talán még nehezebb az egyenlőtlenségek mérése, mint a nyugat-európai országokban. A jelentős változásokból adódó jellegzetességek, a fekete gazdaság terjedése, a megbízható adatok hiánya, a pénz társadalmi kapcsolatokban játszott különböző szerepei, valamint az elérhető tanulmányok, az eltérő módszertan akadályozzák azt, hogy komoly összehasonlítást lehessen végezni. Bár legutóbb két nemzetközi intézmény is (az EBRD és az IBRD) tett arra kísérletet, hogy becsléseket végezzen az átmenet országainak fejlődésével kapcsolatban. Ezek a vizsgálatok az egyenlőtlenségek elterjedtségében és szerkezetében mutatkozó eltérések kimutatására is kísérletet tettek. (World Bank [1996, 2000a], EBRD [1996]).

Nincs vita arról, hogy az átmenet országaiban jelentősen növekedtek az egyenlőtlenségek. Az is széles körben elfogadott tény, hogy néhány ország esetében az drasztikusan, míg más országok esetében sokkal kisebb mértékben nőttek a jövedelemegyenlőtlenségek. Ellenben, néhány vizsgálat (World Bank [1996]) a Magyarországra vonatkozó adatok alapján azt állította, hogy ez az ország kivétel: a jövedelemegyenlőtlenségek olyan szokatlanul kis mértékben emelkedtek, hogy Magyarország az egyik legalacsonyabb jövedelemegyenlőtlenségi szinttel rendelkező országnak tekinthető.⁹² Andorka, Ferge és Tóth

⁹² Hasonló (bár ugyanazokra a problematikus adatokra épített) következtetéseket fogalmaz meg Flemming és Micklewright [1999 p. 64].

[1996] kétségbe vonta ezt a következtetést. Tanulmányuk a LIS adatbázist és a SOCO adatfelvételt (a Gazdasági Átmenet Társadalmi Következményei) használta fel az összehasonlításhoz. Az 9. táblázat ezekből az adatforrásokból származó lényeges eredményeket foglalja össze. A táblázat mindkét részében személyi ekvivalens jövedelmek ($e=0,5$) szerepelnek.

A tanulmány következtetése az volt, hogy 1992 és 1994 között nem változott a vizsgált országok közötti sorrend. Ez a sorrend pedig a következőképpen néz ki: Lengyelország, Magyarország, Csehország és Szlovákia, az egyenlőtlenségek csökkenő sorrendjében. Az országok sorrendjére vonatkozó összegzés szerint tízféle vizsgált mérés közül csak egy állította azt, hogy Magyarország a legkevésbé egyenlőtlen ország. A többi vizsgálat esetében Magyarország egyenlőtlenebb volt, mint Csehország, Németország keleti része és Szlovákia. Azonban az is kiderült, hogy számos következtetlenség van az adatokban, ami vagy módszertani különbségekből, vagy néhány ismeretlen vagy nem teljesen magyarázható szociológiai vagy más eltérésekből származott. A kilencvenes évek második felére rendelkezésre álló országonkénti adatok (Vecernik [2001a, 2001b]) és nemzetközi összehasonlítások (Flemming–Micklewright [1999]) további növekvő trendet mutattak ki az egyenlőtlenségekben.

9. táblázat: Jövedelemegyenlőtlenségek összehasonlítása a közép-kelet-európai országok között: percentilis értékek a személyi ekvivalens medián jövedelem százalékában ($e=0,5$) és Gini-koefficiensek

	P10	P90	P90/P10	Gini-együttható
LIS adatok, 1992				
Cseh Köztársaság	65	155	2,36	0,207
Kelet-Németország	-	-	-	-
Magyarország, 1991	52	180	3,46	0,289
Lengyelország	51	192	3,76	0,290
Szlovákia	66	149	2,25	0,189
SOCO felvétel, 1994				
Cseh Köztársaság	60	185	3,10	0,249
Kelet-Németország	58	150	2,60	0,221
Magyarország	57	175	3,05	0,279
Lengyelország	39	189	4,90	0,352
Szlovákia	61	167	2,73	0,230

Forrás: Andorka–Ferge–Tóth [1996], a szerzők számítása, a SOCO-felvétel alapján, valamint Sprout [1996 1. táblázat, 1. ábra]

4.6. A jövedelmi szegénység adatainak nemzetközi összehasonlítása⁹³

Az átmenet reformgazdaságait a többi „tradicionális” OECD-országgal összehasonlítva meglehetősen változatos képet kapunk. Az 10. táblázatban számos iparosodott ország jövedelmi csoportjaiba (a medián jövedelem 40, 50, illetve 60 százaléka alatti jövedelemmel rendelkező) háztartásokban élő egyének arányát láthatjuk a kilencvenes évek elejére vonatkozóan. Az összes ország és ország csoport közül (beleértve a skandináv és a kontinentális Európa országait is) a transzformációs visszaesés mélypontján levő Csehországban és Szlovákiában voltak a legalacsonyabbak a szegénységi ráták, miközben a lengyel és magyar szegénységi ráták a dél-európai és angol-szász országok mutatói között helyezkedtek el. Oroszország esetében a szegénység becslések magasabb arányokat mutattak, mint az Egyesült Államokra.⁹⁴

Az ilyen típusú összevetésekkel óvatosan kell bánni, csupán az átmenet országainak változatos szegénységi mintáinak illusztrálásaként alkalmazhatóak. Éppen ezért egy korábbi tanulmányunkban (Förster–Tóth [1997a]) a medián jövedelem 60 százalékát is szegénységi küszöbnek tekintettük. Ennek az az oka, hogy ez a küszöbérték közelebb helyezkedik el az (abszolút) létminimum értékeihez, amelyeket a különféle hivatalok számítottak ki a négy visegrádi országban, ez ugyanakkor lehetőséget ad arra is, hogy képes legyen a szóban forgó országok szegénységét értelmesen összehasonlítani. Relatív szegénységi adatainkat összevetettük Szulc [1996] adataival, aki a négy visegrádi országra, a veszélyeztetett népességi csoportokra adoptált bilaterális vásárlóerő-paritáson végezte becsléseit és kiszámolta – ugyanazt a LIS adatbázist felhasználva – az 1990-es lengyel létminimumnak megfelelő abszolút szegénységi küszöböket. Amikor ezeket az abszolút szegénységi küszöb értékeket a relatív szegénységi határok mellé helyeztük az egyes országokban, akkor látható, hogy a két leggazdagabb visegrádi országban (Csehországban és Magyarországon) értékük az átlag jövedelem 53 százalékát teszi ki, míg ugyanez az arány körülbelül 62 százalék Szlovákia

⁹³ Ez a fejezet néhány összehasonlító szegénységi becslést tartalmaz a négy visegrádi országra vonatkozóan. A számítások alapjául a Luxemburg Jövedelem Vizsgálat (LIS) mikro adatbázisából származó sztenderdizált jövedelem adatok szolgáltak. A referencia év 1992, kivéve Magyarország esetében, ahol az 1991. április és 1992. március közötti időszak volt a referencia időszak. Egyfajta relatív szegénységi fogalmat fogunk a szegénységi küszöb meghatározásánál alkalmazni, nevezetesen a rendelkezésre álló, korrigált medián jövedelem százalékát minden egyes ország esetében. Minden jövedelmet a háztartási mérettel E2-vel, a „felülvizsgált OECD skálával” korrigálunk ($e=0,5$).

⁹⁴ Ebben a tanulmányban nem vizsgáljuk az abszolút szegénység mutatóit. Meg kell azonban jegyezni, hogy a fix jövedelemküszöb (\$ 4,30) alatt élők aránya nagyjából fordítottan arányos az országok vásárlóerő-paritáson vett gazdasági fejlettségével. (World Bank [2000b p. 35]). A kapott arányok a kelet-európai országokban többé-kevésbé ugyanazok, mint amit az 5.9. táblázat mutat.

és Lengyelország esetében. (Szulc [1996 4.1. táblázat]) Éppen ezért indokoltnak tűnik, hogy a visegrádi országok összehasonlításakor a medián jövedelem 60 százalékát válasszuk szegénységi küszöb értéként.

10. táblázat: Az alacsony jövedelmekkel rendelkező háztartásokban élő egyének, a teljes népesség százalékában: 18 ipari ország, a 1990-es évek elején

	A medián jövedelem százaléka		
	40 %	50 %	60 %
Észak- és Kontinentális Európa			
Finnország, 1991	2,6	5,8	11,2
Norvégia, 1991	2,4	6,1	12,1
Svédország, 1992	3,8	6,3	11,1
Dánia, 1992	4,1	7,1	14,2
Belgium, 1992	2,7	5,5	11,4
Németország, 1989	5,4	8,0	13,3
Hollandia, 1991	4,2	6,7	11,8
Mediterrán Európa			
Olaszország, 1991	5,1	10,7	19,2
Spanyolország, 1990	5,6	10,5	17,9
Angol-szász országok			
Ausztrália, 1990	6,2	12,0	19,4
Kanada, 1991	6,8	11,4	17,1
Egyesült Királyság, 1991	6,9	14,6	23,0
Egyesült Államok, 1991	11,8	18,0	24,2
Közép-Kelet Európa			
Cseh Köztársaság, 1992	0,8	2,0	6,0
Magyarország, 1991/92	5,2	8,6	14,7
Lengyelország, 1992	5,0	9,9	16,3
Oroszország, 1992	13,1	19,7	26,5
Szlovákia, 1992	0,7	2,0	5,8

Forrás: LIS mikro adatbázis alapján Förster és Tóth [1997a], Förster számításai.

Megjegyzés: A felhasznált jövedelem fogalom: a háztartásnagysággal korrigált, rendelkezésre álló háztartás jövedelem, $e=0,55$ -ös ekvivalencia rugalmassággal.

Az általunk talált relatív ráták értékei valamivel magasabbak voltak, mint a Szulc [1996] által számított értékek. Ez azért lehetséges, mert – ahogy az minden ország jövedelemmegoszlására igaz – az átlagjövedelem magasabb, mint a medián jövedelem, a néhány nagyon magas jövedelem miatt. Ha a relatív szegénységi definíciót alkalmazzuk, akkor Csehországban és Szlovákiában minden tizenötödik ember, Magyarországon és Lengyelországban pedig a népesség egyötöd és egyhatod közötti aránya él a szegénységben a vizsgálat időpontjában. Másfelől az abszolút jövedelmi szegénység eredményei nem adnak világos képet: az értékek vagy alacsonyabbak (kiváltképpen Csehország és Szlovákia esetében) vagy pedig lényegesen

magasabbak (Lengyelországnál kifejezetten), attól függően, hogy melyik abszolút szegénységi küszöb került alkalmazásra.

A szegénység eloszlási jellemzőinek és más fontos dimenziójának a megragadása végett, további mutatók elemzése szerint nem csupán a szegénység elterjedtsége volt szélesebb körű Magyarországon és Lengyelországban Csehországhoz és Szlovákiához hasonlítva a kilencvenes évek elején, hanem a szegénység intenzitása is: az első két országban a szegények átlagjövedelme körülbelül egynegyeddél a szegénységi küszöb alatt helyezkedett el, míg a másik két országban kevesebb mint egyhatod volt ez az arány. Továbbá Magyarországon és Lengyelországban a jövedelemeloszlás mind a teljes népességre, mind pedig a szegényekre vonatkozóan egyenlőtlenebbnek mutatkozott, mint a másik két visegrádi országban. Magyarországon és Lengyelországban a Sen-index meghaladja a szegénységi ráta egyharmadát, miközben Szlovákiában és a Cseh Köztársaságban annak egynegyedét sem érte el.⁹⁵ (Förster–Tóth [1997a])

4.7. A szegénység intenzitásának mutatói Magyarországon a kilencvenes években

Az összes személy egy fogyasztási egységre ($e=0,73$) jutó jövedelmei alapján számított szegénységi mutatók alakulása alapján a következőket mondhatjuk a szegénység intenzitásáról. A szegénység „súlyosságát” felező ún. szegénységi rés-arány, ami a szegények átlagjövedelmének szegénységi küszöbtől való elmaradását fejezi ki százalékos formában, a kilencvenes évtizedben 20 és 28 százalék között szóródott. A legmagasabb értéket 1998-ban vette fel, aztán a következő években valamelyest csökkent. Az aggregált szegénységi deficit azt a jövedelemtömeget jelzi, amire ahhoz lenne szükség, hogy minden szegény jövedelmét a szegénységi küszöb szintjére emeljük. Ha ezt a nem szegények jövedelméhez viszonyítjuk, akkor egy elméleti redisztribúciós mérőszámhoz jutunk. Ennek az értéke a kilencvenes években 0,6 és 1,0 között mozgott, vagyis a nem szegények összes jövedelméhez képest valamivel kevesebb, mint egy százalékának megfelelő összeg hiányzott az összes szegény jövedelméből. (11. táblázat)

⁹⁵ Minél közelebb van a Sen-index értéke a szegénységi rátához adott ország esetében, annál súlyosabb a szegények helyzete abban az országban (lásd, Pattanaik és Sengupta [1995], valamint e tanulmány 1. Függeléke).

11. táblázat: A szegénység intenzitásának mutatói Magyarországon a kilencvenes években

Év	Szegénységi küszöb (a medián jövedelem fele, Ft)	Szegénységi ráta	Átlagos szegénységi rés-arány, %	Szegénységi deficit/nem szegények jövedelme, %	Gini-együttható a szegények jövedelmeire	Sen-index	FGT-index
Egy fogyasztási egységre eső (e=0,73) jövedelmek, személyek							
1992	68 165	4,9	25,7	0,56	0,17	1,88	0,60
1993	80 611	5,6	25,7	0,64	0,14	2,05	0,59
1994	94 781	6,2	26,4	0,71	0,16	2,37	0,71
1995	107 076	6,7	24,0	0,70	0,14	2,33	0,64
1996	123 721	7,9	23,2	0,81	0,12	2,58	0,65
1997	140 356	9,7	20,0	0,87	0,11	2,82	0,66
1998	161 459	8,0	27,6	1,00	0,16	3,14	0,96
1999	195 651	8,0	22,8	0,81	0,12	2,59	0,67
2000	221 025	7,4	23,5	0,76	0,15	2,57	0,76
Egy főre jutó (e=1) jövedelmek, személyek							
1992	50 000	6,2	26,2	0,72	0,15	2,31	0,74
1993	59 300	7,2	25,6	0,82	0,15	2,64	0,77
1994	69 350	8,1	24,7	0,86	0,14	2,87	0,84
1995	79 522	7,8	27,2	0,92	0,15	2,97	0,89
1996	93 559	11,6	23,2	1,24	0,15	4,03	1,02
1997	103 575	10,4	26,5	1,23	0,15	3,93	1,00
1998	120 567	9,1	30,7	1,27	0,17	3,87	1,31
1999	149 500	10,3	25,3	1,18	0,15	3,79	1,01
2000	168 125	9,1	26,3	1,06	0,14	3,35	1,01

Forrás: 1992–1997: MHP (B), TÁRKI Háztartás Monitor, 1998–2000

Megjegyzés: szegénységi ráta: $H=p/n$;

szegénységi rés-arány: $I=1/p * \sum_{i=1,p} ((k-y_i)/k)$;

szegénységi deficit/jövedelem arány: $\sum_{i=1,p} k-y_i / \sum_{i=p+1,n} y_i$;

Sen-index: $P_s=H(I+(1-I)G_p)$;

FGT-index: $PFGT=1/n \sum_{i=1,p} ((k-y_i)/k)^\alpha$, ahol p a szegények száma, n a teljes népesség, y_i a jövedelem, k a szegénységi küszöb, G_p a szegények közötti egyenlőtlenség Gini-együtthatója, α a számítási paraméter ($\alpha \geq 0$), az itt bemutatott számításokban ($\alpha=2$).

A szegénység kiterjedését és súlyosságát aggregáltan mutató Sen-indexek szintén 1997–1998-ban érték el maximumukat, majd az utóbbi két évben ismét csökkentek. Hasonló változásokat mutat az FGT-index is, 1997–98-ban található a legmagasabb index értékek, majd valamelyes csökkenés majd ismét emelkedés mutatkozott.⁹⁶

⁹⁶ Az itt közölt értékek a Magyar Háztartás Panel adatfelvételeinek éveiben jelentősen eltérnek a korábbi cikkekben közöltektől (v.ö. Szivós–Tóth [szerk., 2000]). Az eltérések két tényező együttes hatásainak köszönhetőek. Először is, korábbi publikációkban az is cél volt, hogy az egyes jóléti támogatások visszavonási hatásait mérjük. Ahhoz viszont egy olyan háztartás-összjövedelem fogalomra volt szükségünk, amelyik konzisztensen tükrözi az egyes jövedelemelemeket és ezekből vezeti le az összeset. Csakhogy ez a részletes jövedelmeket nem tartalmazó helyettesítő kérdőívek nagy száma a Panel időszakában egyre inkább eltért a

Az egy főre jutó jövedelmek idősorai kevésbé simák, mint az ekvivalens jövedelmek alapján számítottak. A szegénységi ráta például az egy főre jutó jövedelmek esetében egy évvel korábban tetőzik és 1995-ben és 1998-ban is mutat olyan két év közötti (igaz kisebb jelentőségű) visszaesést, ami a másik idősort nem jellemzi. A szegénységi rés 1997-re tér el jelentősebben a két idősor között: ebben az évben tehát valamivel kevesebb szegényt regisztrálhatunk az egy főre jutó jövedelmek idősorában, de a szegénység itt egy kicsit mélyebbnek tűnik.

A szegénységi deficittel kapcsolatos redisztibúciós mutató értéke (a szegénységi deficit a nem szegények jövedelmének százalékában) minden évben konzisztens módon magasabb az egy főre jutó jövedelmek alapján annál, amit az ekvivalens jövedelmek alapján találtunk. Az eltérés a kilencvenes évek második felében nagyobb, mint a kilencvenes évek első felében volt. A szegénységi rátát, a szegénységi rést és a szegények jövedelmeinek egyenlőtlenségeit egyaránt tükröző Sen-index értéke szerint az egy főre jutó jövedelmek alapján erősen súlyosbodott a szegénység az 1995/96-os évben, majd egy lassú mérséklődés következett be ezután. Az ekvivalens jövedelmek alapján képzett idősorban nem voltak ekkora ugrások, a legsúlyosabb helyzet két évvel később következett be, és azt követően enyhült a szegénység.

háztartás aggregált összjövedelmétől. A Háztartás Monitor vizsgálattal elkezdett jövedelem-imputálás mindezt a helyzetet még tovább bonyolította. Másodsor, az itt közölt számok a visszamenőlegesen egyesített (kiinduló minta=2600 háztartás) adatállományból származnak, a korábbi publikáció számai pedig az egyesítés előtti állományból (kiinduló minta=2052 háztartás) származnak. A Panel éveiben ez is okozhatott eltéréseket.

5. FEJEZET: GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS, MUNKAERŐ-PIACI ÁTMENET ÉS JÖVEDELEMELOSZLÁS

5.1. Foglalkoztatottság, munkanélküliség, inaktivitás a gazdasági visszaesés időszakában

Az átmenet időszakában a magyar munkaerőpiac legsokkolóbb jellemzője a foglalkoztatottság drasztikus csökkenése volt. Annak ellenére, hogy az átmenet első négy éve alatt a GDP az 1989-es szinthez képest egyötöddel esett, a foglalkoztatás csökkenése ezután is folytatódott, és 1995-tel bezárólag a foglalkoztatottság az átmenet előtti szint több mint egynegyedével lett kisebb.⁹⁷

Ebben a tekintetben Magyarország nem volt egyedül, hiszen az összes közép-kelet-európai országban drasztikusan csökkent a foglalkoztatás, azonban a csökkenés szintje és mértéke Magyarország esetében a többiekkel összehasonlítva különösen nagynak tűnik. Ahogy az a 12. táblázatból is látható, a Szlovákiában és Magyarországon bekövetkezett csökkenés nagyobb volt, mint a másik két országban. Magyarország azonban az időszak végén az abszolút csökkenés és a foglalkoztatási ráta értékét tekintve egyértelműen a legrosszabb helyzetben volt. A másik, munkaerő felvételekből származó, legfrissebb idősorok is azt mutatják, hogy míg a másik három országban a foglalkoztatási ráta 1994/95-tel bezárólag stabilizálódott, addig Magyarországon 1996-ban még továbbra is csökkent. Újabb fejlemények a munkaerőpiacon bizonyos javuló tendenciákat (enyhén emelkedő foglalkoztatottságot, csökkenő munkanélküliséget, de továbbra is jelentős inaktivitást) mutatnak.

⁹⁷ Az 1989 és 1993 évek között több munkahely szűnt meg, mint amennyit az egész kommunista időszakban létrehoztak. (Tímár [1995])

12. táblázat: Foglalkoztatottsági arányok a visegrádi országokban, 1989–1996 (%)

		1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Cseh Köztársaság	1.	94,8	81,7	84,8	79,5	79,2	77,5	77,5	–
	2.	–	–	–	–	77,2	77,6	74,0	74,2
Szlovákia	1.	82,7	80,4	69,9	69,9	67,2	66,0	–	–
	2.	–	–	–	–	64,7	64,5	65,1	67,3
Magyarország	1.	83,8	83,7	81,2	76,0	67,7	64,8	64,2	–
	2.	–	–	–	65,5	61,6	60,6	58,8	58,4
Lengyelország	1.	81,1	75,1	71,5	69,2	67,7	67,9	66,1	–
	2.	–	–	–	61,6	60,5	59,9	59,8	60,0

Forrás: Förster–Tóth [1997a], (1) UNICEF [1997 p. 139] és (2) OECD CCET munkaerő-piaci adatbázis alapján.

A foglalkoztatás csökkenése csak részben jelentkezett a munkanélküliség szintjének emelkedésében. Azzal együtt, hogy a munkanélküliségi ráta 1993-ban hirtelen megemelkedett, a munkanélküliség mértéke még a csúcson sem volt rendkívülinek tekinthető. Az igazi kérdés tehát valójában úgy hangzik, hogy mivel magyarázható, hogy a munkanélküliség tulajdonképpen a rendszerváltás idején végig elég alacsony szinten maradt.⁹⁸

A munkanélküliség emelkedése Magyarországon nem egyenlítette ki a foglalkoztatottság mértékében bekövetkezett csökkenést. Az 1990 januárja és 1995 januárja közötti időszakban a foglalkoztatottak száma több mint 1,4 millióval csökkent, miközben a munkanélküliek száma körülbelül 500 ezerrel emelkedett. Ez a két trend a gazdaságilag aktív népesség több mint 900 ezres csökkenését eredményezte. Az aktív korú népesség nagysága nagyjából ugyanakkora maradt, tehát a csökkenést nem demográfiai változások eredményezték.

Az inaktívvá válás formái változatosak voltak. Először is a foglalkoztatottság csökkenése az első időszakban azokat érintette, akik nyugdíj mellett voltak foglalkoztatottak. Másodszor az aktív korúak egy részét képes volt felszívni a társadalombiztosítás intézményrendszere, például a korai nyugdíjazáson vagy a rokkantsági nyugdíjakon keresztül. Harmadrészt a fiatalabb generációk egy része bennmaradt az oktatási rendszerben és ezzel elhalasztotta a munkaerőpiacra való kilépését. Ugyanakkor jelentős volt azoknak a száma is, akik egyszerűen kiszorultak a munkaerőpiacról és háztartásbeliek vagy egyéb eltartottak lettek, esetleg az elbátortalanodott munkanélküliek számát gyarapították. Az inaktivitás emelkedését 1990–1991-ben az oktatásban résztvevők számának emelkedése és a nyugdíjrendszerbe való

⁹⁸ Valójában még ez a nagyságrend is inkább annak volt köszönhető, hogy a munkanélküliségből való kiáramlás volt alacsony, semmint annak, hogy a beáramlás lett volna magas, tehát a munkanélküliség emelkedése csak részben volt az elbocsátások és a vállalati csődök következménye. (Micklewright–Nagy [1994], Boeri [1994]) A gazdaság sem bírt elegendő kapacitással arra nézve, hogy felszívja a munkaerőpiacról kikerülőket.

könnyített belépés okozta, hiszen mindkét tényező csökkentette a munkaerő-piaci kínálatot. Azután 1992 és 1994 között a gazdasági inaktivitás az aktív korúak körére is kiterjedt és az inaktivitás emelkedésének egyedüli forrásává vált. (Tóth [1996c])

Az inaktivitás növekedését tehát egyszerre okozta a gazdasági átrendeződés miatt fellépő nyomás és a jóléti rendszerek felől jelentkező szívó hatás. Az összes egyéb munkaerő-piaci trend relatív értelmet kap, ha annak fényében vizsgáljuk, hogy a kilencvenes évek első felének legfontosabb munkaerő-piaci trendje a foglalkoztatottság általános szintjének radikális visszaesése volt. Az állami szektor zsugorodása abszolút értelemben is jelentős volt, ám a magánszektor részarányának látványos növekedése jóval kisebb mértékű abszolút növekedést jelentett. A foglalkoztatottság csökkenésének az időszak folyamán végig csak egy része jelent meg a munkanélküliség emelkedésében. A leginkább drámai változás az aktív korú inaktív arányának növekedése volt.

Éles szelektációs folyamatok játszódtak le a népesség elhelyezkedési lehetőségeit illetően. Azok a szakismeretek és személyi stratégiák, amelyek az átmenet előtti Magyarországon sikeresek voltak, átértékelődtek, a személyi tőkék egyes kombinációi leértékelődtek, mások pedig nagyobb értéket kaptak, mint korábban. Kezdetől fogva világosnak tűnt, hogy a szelektációs folyamat szisztematikusan jelentkezett, egyértelműen meghatározott társadalmi dimenziók mentén nem pedig véletlenszerűen.

A munkaerőpiacot elhagyók összetétele jelentősen különbözött azokétól, akik képesek voltak bent maradni. Egy korábbi feltevés szerint az átstrukturálódás folyamata úgy zajlott volna le, hogy az állami szektorban dolgozók a magánszektor felé mozdulnak el, miközben időszakosan munkanélkülivé válnak. Ez az elképzelés azonban nem igazolódott. A legtöbb esetben az állami szektorból a magánszektorba közvetlen állásból-állásba (*job-to-job shifts*) történt az elmozdulás (Boeri [1994], Köllő [1993]), is 1991 és 1995 között mindkét szektor nettó hozzájárulója volt a munkanélküliség emelkedésének. A munkaerőpiacot végleg elhagyók között voltak olyanok is, akik egyáltalán nem tapasztalták meg a munkanélküliséget, és legnagyobb részük inaktívvá vált, vagy a szociális rendszer által biztosított támogatásokra (korai nyugdíjazás, gyed stb.), vagy elsődlegesen csak a háztartás aktív tagjaira támaszkodva.

A munkaerőpiacra történő be- és kiáramlásoknak, valamint a munkaerőpiacról való kikerülésnek az 1993. évi Panel adatokon alapuló elemzése azt mutatta, hogy az állami, illetve magánszektorban dolgozók nem különböztek jelentős mértékben egymástól az átlagéletkor vagy az oktatásban töltött évek tekintetében. A munkanélküliek fiatalabbak és képzetlenebbek voltak a többi társadalmi csoportnál. A nők aránya – és ez kizárólag magyar jelenségnek tűnik

– sokkal alacsonyabb (35%) volt a munkanélküliek körében, mint a férfiaké, magas volt viszont az állami szektorban foglalkoztatottak között, ahol a nők aránya majdnem 60 százalékos volt. Az egyik szektorból a másikba áramló egyének jellemzőinek összehasonlítása a kibocsátó szektor népességének összetételével azt mutatta, hogy az állami vállalatoktól a magánvállalatokhoz átáramló egyének fiatalabbak és valamivel képzettebbek voltak az átlagnál, továbbá a nők alulreprzentáltak voltak közöttük. Másfelől a privatizált vállalatok esetében az ott dolgozók idősebbek és kevésbé képzettek, a nők pedig ebben az esetben is alulreprzentáltak voltak. (Tóth [1996c])

A munkanélküliek és az inaktívak táborából a magánszektorba áramlók között a nők átlagosnál magasabb arányban voltak jelen, illetve képzettebbek és fiatalabbak voltak. Általában véve a magánszektorból az út leginkább munkanélküliséghez vagy inaktivitáshoz vezetett. Leginkább a férfi, alacsonyan képzett és idősebb egyének járták ezt az utat.

A munkanélkülivé válás kockázata társadalmi rétegenként nagyon különbözött egymástól. (Scarpetta–Torres [1995]) A leginkább veszélyeztetett csoportok a fiatalok, a szakképzetlenek és a cigányok voltak. A teljes időszakban az átlagosnál jelentősen magasabb munkanélküliségi ráta jellemezte ezeket a csoportokat. A nőkre vonatkozó munkanélküliségi ráta nem volt magasabb, mint a férfiaké ugyanazokban a társadalmi csoportokban. A magyar munkanélküliséget jellemző e különleges vonás részben a „férfi” és „női” iparágakban bekövetkező különböző arányával, a gyed elterjedtségével, valamint az inaktivitás eltérő arányával magyarázható. Az újra munkába állásra nagyobb esélye volt a fiatal és mobil egyéneknek, a férfiaknak, illetve a magasabb képzettséggel rendelkezőknek. Az inaktívvá válás esélyét, úgy tűnik, hogy a nem és a képzettségi szint határozta meg. A nők nagyobb valószínűséggel lettek inaktívok, mint a férfiak, főként azok a nők, akik alacsony képzettségűek voltak.

A foglalkoztatottság visszaesését nemek szerinti határozott különbségek jellemezték. Miközben Magyarországon a nyolcvanas években nemzetközi összehasonlításban is magas és növekvő volt a nők foglalkoztatottsága, ez a kilencvenes években alaposan megváltozott. 1997-re a magyar nők gazdasági aktivitása alacsonyabb volt, mint a nyugat-európai országokban. (Nagy [2000])

13. táblázat: A teljes népesség megoszlása az egyes munkaerő-piaci kategóriákban, 1998 márciusi becslés

Összesen		Állami szektor	Magánszektor	Nem tudjuk
60 éves és afölötti népesség összesen	20,0	100,0		
ebből: Foglalkoztatott		3,6	21,1	36,8
Nyugdíjas		91,5		42,1
Inaktív		4,9		
16-59 éves népesség összesen	63,7	100,0		
ebből: Foglalkoztatott		56,7	100,0	
ebből: ipar		25,9	6,6	93,4
mezőgazdaság		4,7	11,4	88,6
tercier szolgáltatások		30,2	42,9	57,1
egyéb, nem ismert		3,8	40,3	59,7
közigazgatás		4,6	100,0	0,0
ismert szektormegoszlás összesen		69,1	30,8	69,2
foglalkoztatott, szektort nem tudjuk		30,9		
Munkanélküli		4,8		
Sorkatona		0,6		
Tanuló		11,3		
Nyugdíjas		15,2		
Inaktív		11,2		
Nincs adat		1,2		
15 éves és alatti népesség	16,4	100,0		
ebből: Bölcsőde, óvoda		20,9		
Általános iskola		47,9		
Középiskola		4,7		
Egyéb eltartott		22,0		
Nincs adat		4,5		
Népesség összesen	100,0			

Forrás: TÁRKI Háztartás Monitor 1998 alapján Medgyesi–Szivós–Tóth [1999]

A munkaerőpiac szegmentálódása rányomta a bélyegét a teljes népesség gazdasági-demográfiai szerkezetére. Erre vonatkozóan, az 1998-as évre mutat be adatokat Medgyesi, Szivós és Tóth [1999] tanulmánya alapján a 13. táblázat. A teljes népességet három életkori csoportba osztottuk. Összességében a TÁRKI Háztartás Monitor 1998-as mintájában minden ötödik ember (20%) tartozik a hatvan évesek és afölöttiek csoportjába, 63,7 százalék az aktív korúak (az ebben a tanulmányban használt definíciónk szerint a 16–59 évesek tartoznak ide) közé, és 16,4 százalék a legfiatalabbak közé.

A 15 év alattiakon belül körülbelül 22 százalék azok aránya, akik nem tartoznak valamilyen intézményi keretekbe, hanem kizárólag a család gondoskodására szorúlnak. Ennek a

korosztálynak mintegy 48 százaléka jár éppen általános, 4,7 százaléka pedig valamilyen középiskolába.

Az aktív korú népességben, a foglalkoztatottság rendkívül alacsony szintje a problematikus elem. Adataink szerint a 16–59 éves népességben a tanulók és sorkatonák leválogatása után is nagyon magas az inaktivitás: ebben a korcsoportban még rajtuk kívül is mintegy 26 százalék volt 1997/98-ban a gazdaságilag nem aktívak (nyugdíjasok és más inaktívak) aránya. A foglalkoztatottakon belül (ahol adataink a besoroláshoz rendelkezésre álltak) a mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya 1998-ban már csak valahol 5–7 százalék körül lehetett, és a tercier szolgáltatások aránya pedig meghaladta az iparét.

A legalább részben a magánszektorban foglalkoztatottak aránya a legmagasabb a gazdaság két fontos szektorában, az iparban és a mezőgazdaságban (93% és 89%). A tercier szolgáltatásokban is csak azért volt ez az arány 60 százalék alatt, mert ide kell besorolni az oktatási és az egészségügyi rendszerben foglalkoztatottakat, és ezek a szektorok ma még döntően az állami szektor részét képezik. Összességében a magánszektor arányát a foglalkoztatottságban mintegy 70 százalékra, a közigazgatás nélkül pedig körülbelül 75 százalékra becsültük (Medgyesi–Szivós–Tóth [1998]). Az 59 év fölöttiekben belül a foglalkoztatottság alacsony, kevesebb mint 4 százalék. Ebben a korosztályban a magukat elsősorban nyugdíjasként definiálók aránya 90 százalék fölötti.⁹⁹

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 százaléka élt ilyen háztartásokban, 2000-ben azonban csak 56 százalék. 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 2001-ben, mint 1992-ben.

Növekedett azokban a háztartásokban élőknek az 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

⁹⁹ A foglalkoztatottsági adatokat természetesen befolyásolhatják a szervezett gazdaságon kívüli aktivitások. Részletesen ezzel nem foglalkozom, de a fekete gazdaságnak a jövedelemeloszlásra gyakorolt esetleges hatásait számba veszi a 2. Függelék.

igényel majd egy további vizsgálatban az, hogy miért kezdett el növekedni az új adatállományban (az 1998-as és az azutáni Monitorban) 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. (14. táblázat)

14. táblázat: A különböző foglalkozási jellemzőkkel rendelkező háztartásokban élő személyek megoszlása, 1992–2001 (%)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
A háztartásfő munkaerő-piaci státusa										
Alkalmazott	64	58	59	58	59	57	56	56	56	61
Munkanélküli	8	10	6	5	4	5	4	7	9	7
Nyugdíjas	28	30	31	34	31	32	34	32	31	29
Inaktív	1	2	4	3	5	7	6	5	4	3
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
A háztartásban levő foglalkoztatottak száma										
0	26	27	29	30	29	30	30	31	30	26
1	27	30	31	30	32	32	31	28	28	27
2	40	36	35	34	33	32	29	33	34	35
3+	7	7	6	6	6	6	11	8	8	12
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
A háztartásban levő munkanélküliek száma										
0	83	81	87	88	89	90	90	86	83	85
1	14	16	11	11	10	9	9	12	13	12
2+	3	3	1	1	1	1	1	2	3	4
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
A háztartásban levő nyugdíjasok száma										
0	58	56	56	53	53	53	49	49	51	53
1	28	29	27	29	29	30	30	29	29	28
2+	14	15	17	18	17	18	21	22	19	19
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
N=	5531	5462	5258	5127	4972	4852	5200	5376	5253	5203

5.2. Foglalkoztatottság és kereseti dinamika

A kilencvenes évek során a munkaerőpiacon két, egymásnak csak látszólag ellentmondó tendenciát figyelhettünk meg. Egyrészt jelentősen növekedett azoknak az aránya, akiknek a jövedelmei döntően és egyre nagyobb mértékben az állami újraelosztásból származnak. Másrészt jelentősen növekedett azoknak (a félreértéseket elkerülendő: továbbra is alkalmazotti sorban maradó foglalkoztatottaknak) az aránya, akiknek a jövedelmei döntően és egyre nagyobb mértékben a privatizáció vagy éppen az új cégek létrejötte révén izmosodó magánszektorból, vagy a versenyszférában mozgó állami vállalattól, de mindenképpen piaci munkajövedelmekből származnak.

A paradoxon csak látszólagos: itt egy olyan, egyfelől az állami újraelosztás védőernyője alá önként vagy kényszerűen az elosztás kedvezményezettjeként behúzódó, másfelől pedig a munkaerőpiacon (akár a versenyszférában, akár állami hivatalban) fennmaradni képes rétegek közötti törésvonalról van szó, amely akkor is fennmaradhatott, amikor a gazdaság már képes volt a növekedésre.

A munkaerőpiacon való részvétel eltérő esélyei a kereseti lehetőségeket is meghatározták. Akiknek tartósan sikerült bent maradniuk a munkaerőpiacon, azoknak sokkal nagyobb mértékben emelkedett a keresetük, mint azoknak, akik csak ideiglenesen voltak foglalkoztatottak (lásd 15. táblázat).

Általában elmondhatjuk, hogy a keresetek szórása szignifikánsan nőtt, már az átmenet időszakában. (Pudney [1994]) A foglalkozási státus a bérkülönbségek nagyon fontos meghatározó tényezőjének tekinthető: 1994-ben a nem-fizikai dolgozók bére átlagosan 70 százalékkal 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 az a kereseti mobilitás mindössességében, mint az egyéni jövedelempályák tekintetében egyenlősítő hatással volt, még akkor is, ha az alacsonyan fizetett dolgozókat a mobilitás kevéssé érintette. Az évtized közepén azonban a kereseti mobilitás (Rutkowski [2001]) és az általában vett jövedelmi mobilitás (Sik–Tóth [szerk., 1998]) egyaránt csökkent.

**15. táblázat: Keresztmetszeti és longitudinális bérindexek
(március, előző év azonos időszak=100)**

	1993	1994	1995	1996	
A Panel					
Keresztmetszeti bérindexek: folyó évi bér/előző évi bér, % (R)					
Átlag	117	120	120	110	
Állami szektor	117	120	121	108	
Magánszektor	111	121	120	110	
B Panel					
Sztenderdizált keresztmetszeti bérindexek: a munkaerőpiacon jelenlevők bérváltozása az időszak kezdetén és végén: az átlagbérek indexeinek átlaga az egyes kategóriákban (r ₁)					
Átlag	117	124	117	112	
A tulajdonosi szektor típusa az első évben	A tulajdonosi szektor típusa a második évben				
Állami	Állami	116	123	116	109
Magán	Állami	107	118	119	112
Állami	Magán	117	127	122	112
Magán	Magán	119	125	119	115
C Panel					
„Longitudinális” bérindexek: a munkaerőpiacon jelenlevők bérváltozása az időszak kezdetén és végén: az egyéni bér indexek átlagai az egyes kategóriákban (r ₂)					
Átlag		131	133	130	123
A tulajdonosi szektor típusa az első évben	A tulajdonosi szektor típusa a második évben				
Állami	Állami	126	131	123	115
Magán	Állami	130	128	129	117
Állami	Magán	128	132	136	122
Magán	Magán	142	134	137	130
Fogyasztói árindex		124	117	127	126

Forrás: Tóth [1997], MHP (A) I–IV. hullámok alapján

Megjegyzések:

$$R = (\sum_{h=1,n} (y_{t+1}) + \sum_{i=1,m} (x_{t+1})) / (\sum_{j=1,n} (x_t) + \sum_{k=1,o} (z_t)),$$

$$r_1 = (\sum_{i=1,m} (x_{t+1})) / (\sum_{j=1,n} (x_t)),$$

$$r_2 = (\sum_{i=1,m} ((x_{t+1}) / (x_t))) / m,$$

ahol $x_{t, i=1,n}$ és $x_{t+1, i=1,m}$ azoknak a béreit jelenti, akiknek mind a két hullámban volt valamekkora bérük, $z_{t, k=1,o}$ azoknak a béreit, akiknek csak a vizsgált időszak elején volt bérük és $y_{t+1, h=1,n}$ pedig azokét, akik csupán az időszak végén rendelkeztek valamilyen jövedelemmel.

A nemek szerinti bérkülönbségek szintén számottevőek voltak: a férfiak bére átlagosan 23%-kal alakult magasabb szinten, mint a nőké. (KSH [1995]) 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 bérhányados kedvező alakulása részben a nők relatív életkori bérhozamainak fennmaradásával volt magyarázható, annak ellenére,

hogy 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])

16. táblázat: Kereseti egyenlőtlenség az átmenet éveiben: Gini-együtthatók

Kereseti mutató	Bruttó havi kereset	Nettó havi kereset	Bruttó havi/éves kereset	Nettó éves kereset
Adatközlés	Vállalati	Vállalati	Önbevallás	Önbevallás
Adatforrás	Bértarifa	Bértarifa	KSH HKF	MHP (A)
1989	0,27	0,21	0,29	...
1992	0,30	0,25	...	0,33
1994	0,33	0,26	0,36	0,36
1996	0,34	0,29	0,37	0,36
1998	0,37	0,33	0,37	0,37

Forrás: Köllő [2000], további módszertani részletek ugyanott.

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 voltak jellemzők. 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 [2001a]) A kormányzati szektor viszonylag jelentős bérelőnye az 1990–1998 közötti időszakban lényegesen csökkent (a magánszférához képest vett 30%-ról 7%-ra). (ECOSTAT [2000])

A nettó keresetek egyenlőtlensége kisebb, mint a bruttó kereseteké, amiben adórendszer újraelosztási hatásai játszhatnak szerepet. A támogatások újraelosztó hatásával később foglalkozunk. Előtte még meg kell vizsgálni a keresetek meghatározódásának egy lehetséges modelljét.

5.3. A személyi keresetek meghatározódása, kor-kereseti profilok

A munkaerőpiacon szerezhető jövedelmek egyenlőtlenségeinek társadalmi-demográfiai szempontokból vett elemzését a személyi keresetek kor-kereseti profiljaival érdemes kezdeni. A Mincer-féle béregyenlet legegyszerűbb specifikációja szerint az aktív korban elért kereseteket alapvetően a munkaerő-piaci tapasztalat és az iskolázottság határozzák meg. (Mincer [1958, 1974], Willis [1986]) Az ebben a tanulmányban elemzett adatállományokon a következő specifikációt alkalmaztam:

$$EJOVMV = \beta_0 + \beta_1 ISKOSZT + \beta_2 TAPASZTALAT + \beta_3 TAPASZTALAT^2 + \varepsilon$$

ahol

EJOVMV= az éves egyéni munkavállalói jövedelem a TÁRKI háztartás felvételekben,

ISKOSZT= elvégzett iskolai osztályok száma,¹⁰⁰

TAPASZTALAT= megszerzett munkaerő-piaci tapasztalat, években kifejezve (számítási módja: életkor – iskolai osztályok száma – 6)

TAPASZTALAT²= a megszerzett munkaerő-piaci tapasztalat négyzete.

Az adatok idősoros értelmezése itt (is) nagyfokú óvatosságot igényel, hiszen az 1992–1997 közötti időszakban a Panel lemorzsolódásából fakadó szelekciós torzítás, az 1997–1998 évek között pedig az adatállomány váltása okozhat gondot. Mint látjuk, az utóbbi probléma jelenlétére a konstans értékek törése enged következtetni, a megmagyarázott szórás és a sztenderd hiba adatok elsődleges percepciója nem. (17. táblázat)

1992-ben egy pótlólagos iskolai osztály „értéke” éves munkavállalói jövedelem növekményében mérve durván 18 400 forint, 2000-ben pedig nagyjából 55 100 forint volt. Egy pótlólagos, a formális iskolai képzés befejezése utáni év (a modell specifikációja ezt tekinti munkaerő-piaci tapasztalatnak), éves szinten 1992-ben 5800 forint, 2000-ben pedig mintegy 26 000 forintos jövedelem-növekményt jelentett. A munkaerő-piaci tapasztalat négyzetének együtthatója mindenütt negatív, tehát a jövedelem az életkor növekedésével csökkenő mértékben emelkedik. A sztenderdizált együtthatók szerint az elvégzett iskolai osztályok számának és a munkaerő-piaci tapasztalatnak a hatása egyaránt alig változott a kilencvenes években.

¹⁰⁰ Az iskolai osztályok kódolása a következőképpen történt: nem járt iskolába: 0, 1–3 osztály:2; 4–5 osztály:

17. táblázat: Béregyenletek OLS-becslése 1992–2000 adatokon

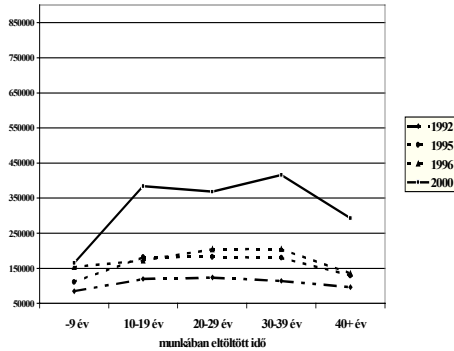
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Függő változó: az éves egyéni munkavállalói jövedelem értéke forintban									
Konstans	-111 958	-166 469	-255 901	-307 190	-291 110	-310 999	-116 405	-152 057	-191 680
Korrigált R ²	0,18	0,21	0,20	0,24	0,18	0,18	0,19	0,16	0,17
A becslés sztenderd hibája	106 392	126 587	174 647	184 730	226 007	231 983	263 739	323 830	407 830
Standardizálatlan együtthatók (B)									
Elvégzett iskolai osztályok száma	18 395	24 542	32 845	38 394	39 254	42 318	39 230	44 667	55 128
Munkaerőpiaci tapasztalat (életkor–iskolai osztályok száma–6)	5 765	6 346	10 164	12 120	11 749	14 262	15 294	19 184	25 729
Munkaerőpiaci tapasztalat négyzete	-94	-102	-175	-205	-192	-244	-247	-313	-479
Standardizált együtthatók (β)									
Elvégzett iskolai osztályok száma	0,3937	0,4262	0,4132	0,4392	0,3795	0,3849	0,4042	0,3757	0,3832
Munkaerőpiaci tapasztalat (életkor–iskolai osztályok száma–6)	0,6093	0,5357	0,6066	0,6597	0,5455	0,6105	0,6190	0,6367	0,6553
Munkaerőpiaci tapasztalat négyzete	-0,5199	-0,4450	-0,5158	-0,5523	-0,4603	-0,4975	-0,5395	-0,5648	-0,6624

Ez a nagyfokú stabilitás azonban arra enged következtetni, hogy a modell nem kellően cizellált specifikációja miatt elveszhetünk információkat. Ezért most úgy árnyaljuk a kapott eredményeket, hogy a kor-kereseti profilok keresztábrák elemzésével és ezek vizuális szemrevételezésével igyekszünk közelebb jutni a „megfejtéshez”.

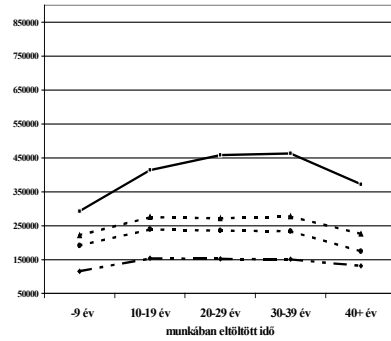
4,5; 6–7 osztály: 6,5; 8 általános:8; szakmunkás:11; középiskola: 12; főiskola:15; egyetem: 16.

21. ábra: Kor-kereseti profilok becslése – éves munkavállalói jövedelmek a munkaerő-piaci tapasztalat függvényében

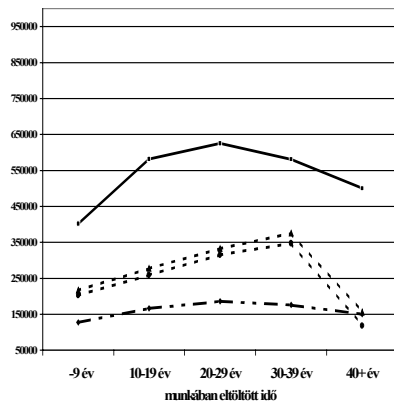
a) Legfeljebb általános iskolát végzettek



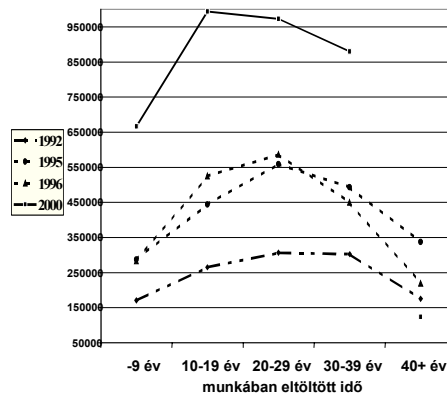
b) Szakmunkásképzőt végzettek



c) középiskolát végzettek



d) felsőfokú végzettségűek



A 21. ábra vizsgálatából két tendenciát érdemes kiemelni. Először, az évek során különböző mértékben ugyan, de minden iskolai végzettségi szinten a kor-kereseti profilok konkáv karaktere erőteljesebb lett. Ennek minden további nélkül lehetett olyan hatása a lineáris regressziós együtthatókra, hogy azok inkább elfedik és nem felfedik az idősoros változásokat. Az ábrából viszont úgy tűnik, hogy a közepes hosszúságú tapasztalattal rendelkezők bérelőnye általában nőtt a rövid és a hosszú munkatapasztalatokkal rendelkezőkhöz képest. A másik említésre méltó tendencia az, hogy legalább két iskolai végzettségi szinten elmozdulás tapasztalható a kereseti profilok csúcspontjában: a középiskolát végzettek és a felsőfokú végzettségűek között a jövedelmi csúcs érezhetően balra tolódott, tehát fiatalabb korban

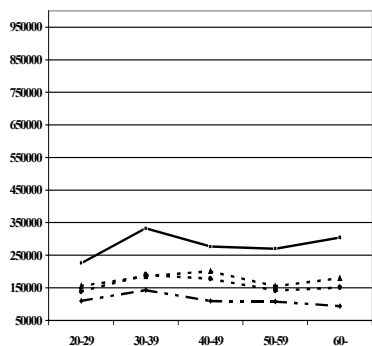
következett be. A kilencvenes években általában nőtt a magasabb iskolai végzettségűek bérelőnye a legfeljebb általános iskolát végzettekhez képest. Összességében, abszolút értékben természetesen a felsőfokú végzettségűek keresetei a legmagasabbak, ám az ő relatív bérelőnyük a középfokú végzettségűekhez képest csak a kilencvenes évek első felében nőtt, utána nem változott vagy csökkent az egymást követő években. Meg kell jegyezni, az elemzett vizsgálatok megfigyelési eseteinek száma viszonylag kicsi, ezért bizonyos kisebb létszámú alcsoportokban (például a felsőfokú végzettségűekében) regisztrált változások interpretációja óvatosságot igényel.

Mint arról az elméleti fejezetekben szó volt, az emberi tőke elméletének a jövedelemeloszlás alakjára és szerkezetére vonatkozó predikciói is vannak. Többek között ezek közül az egyik, hogy az egyes életkori kohorszok, illetve munkaerő-piaci tapasztalat időtartama szerint képzett csoportok jövedelmeinek belső szórása a magasabb életkorokban növekszik. Adataink szerint a szórás az életkori kohorszok között a vizsgált években többnyire egy J alakot formáz, ami úgy áll elő, hogy a 20 év alattiak és a 60 év felettiak belső szórása magasabb a közbülső életkori kohorszokénál, de a hatvan év felettiak belső szórása lényegesen meghaladja a többiekét. Ez összhangban van az emberi tőke elméletének predikcióival, bár feltétlenül meg kell jegyezni, hogy az adatok elég volatilisek, nem beszélve arról, hogy az egyes életkori kohorszok belső foglalkozási szerkezetére mindenképpen kontrollálni kellett volna az eredményeket, különösen egy ilyen, turbulens változásokat hozó időszakban, mint a kilencvenes évek. Ez a fajta ellenőrzés a kis elemszámok miatt azonban nem lehetséges.

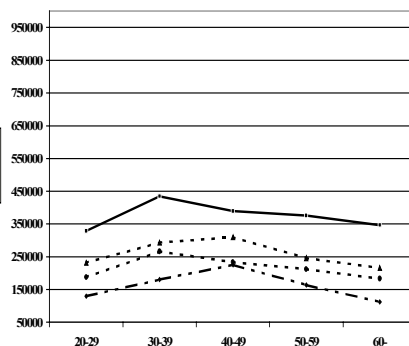
Megvizsgálhatjuk viszont, hogy miképpen alakul összes személyi jövedelmek eloszlása a különböző iskolai végzettségi-korosztályi csoportokban. A összes személyi jövedelmek magukban foglalják a kereseteken kívül az összes egyéb személyi jövedelmet, így például a tőkejövedelmeket és a társadalombiztosítási, szociális és egyéb állami újraelosztásból származó jövedelmeket is. Ezek az elemzések visszaigazolják mindazt, amit a keresetekre vonatkozóan találtunk, egy szempontból még erősítik is: a jövedelempálya-maximumok fiatalabb kohorszok felé tolódása ebben a prezentációban egy kicsit még markánsabb, mint amit fentebb találtunk.

22. ábra: Kor-kereseti profilok becslése – összes személyes jövedelmek az egyes életkori kohorszokban

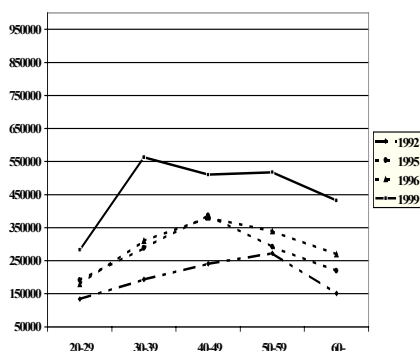
a) Legfeljebb általános iskolát végzettek



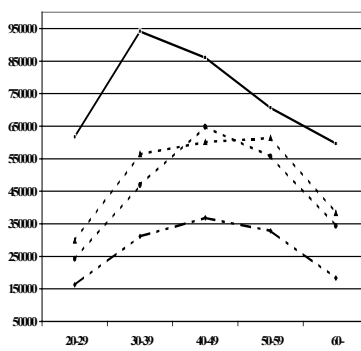
b) Szakmunkásképzőt végzettek



c) Középszintű iskolát végzettek



d) Felsőfokú végzettségűek



A humán tőke munkaerő-piaci átértékelődésével kapcsolatosan az utóbbi időben megjelent néhány tanulmány nagyon érdekes fejleményekről számolt be. Kézdi és Köllő (2000) azt találták, hogy az általuk vizsgált bértarifa-felvétel adataiban a munkavállalók kor-kereseti profiljai 1986 és 1996 között egyre laposabbá váltak. A gyakorlati tudás piaci értéke ebben az időszakban folyamatosan csökkent. A fiatal, iskolázott munkaerő felértékelődött a rendszerváltás éveiben, miközben az idősebb, iskolázott munkaerő relatív bérhozáma számottevően csökkent hozzájuk képest. Kertesi és Köllő (2001b) regressziós modelljeinek eredményei szerint a különféle korosztályok közötti

iskolázottsági hozamkülönbségek nem változtak a rendszerváltás első szakaszában (nagyjából 1993-ig), utána azonban az olló mindinkább kinyílt a fiatalabb és az idősebb korosztályok hozamai között. A felsőoktatás hozama minden korosztályban nőtt, de legnagyobb mértékben a fiatalabb korosztályokban. A szerzők eredményei és az itt bemutatott adatok (persze az elsősorban az adatállományok méretkülönbsége miatti korlátokkal ugyan, de) visszaigazolják egymást. A generációk közötti iskolázottsági különbségek elemzésére még a tanulmány végén, a jövedelemegyenlőtlenségek tényezőkre bontása kapcsán visszatérünk.

5.4. A munkaerőpiac polarizációja és háztartási jövedelmek összetétele

A munkaerőpiac polarizációja nem csak a foglalkoztatási esélyeket, hanem a különböző társadalmi-foglalkozási kategóriákkal jellemzett háztartások jövedelmi összetételét is meghatározta. A piaci és nem piaci jövedelmeknek a különböző társadalmi csoportokban játszott szerepét a 18. táblázat mutatja. Az adatok szerint a nyugdíjas háztartásfővel rendelkező háztartások jövedelmének körülbelül 23 százaléka származott piaci jövedelemből a kilencvenes évek közepén.

Az inaktív vagy munkanélküli háztartásfővel rendelkező háztartásokban a piaci jövedelmek durván az összes bevétel felét teszik ki, míg azokban a háztartásokban, ahol a családfő dolgozik a bevételek körülbelül 85 százalékát. A legrosszabb helyzetben levő csoportok erőteljesen támaszkodnak valamiféle szociális támogatásra, bár igaz, hogy még ezen csoportok esetében sem mondható el, hogy ez lenne a fő jövedelemforrásuk.¹⁰¹

Az egyes munkaerő-piaci csoportok jövedelemszerkezetének elemzése átvezet bennünket a jóléti támogatások rétegeloszlási hatásainak vizsgálatához, hiszen a kilencvenes években a jövedelemszerkezetnek végig markáns elemét jelentették az időben egyre nagyobb súlyú jóléti támogatások.

¹⁰¹ Hozzá kell tenni, miközben a foglalkoztatottak, munkanélküliek és a nyugdíjasok nettó jövedelmeinek itt bemutatott belső megoszlása a fontosabb komponensekre csaknem teljesen pontosan visszaadja azt, amit Havasi *et al.* [2000] talált a KSH 1995-ös adataira, az inaktívakra vonatkozóan ők sokkal kisebb piaci-jövedelmi részarányt találtak. Az okokat külön kellene elemezni.

18. táblázat: A háztartásjövedelem összetevői a háztartásfő foglalkozási státusa szerinti csoportokban, Magyarország, 1995

Jövedelemfajták	Foglalkoztatott, állami szektor	Foglalkoztatott, magán-szektor	Munkanélküli	Nyugdíjas	Inaktív	Átlag
1. Piaci jövedelmek	85,3	84,2	51,4	22,7	47,7	59,9
2. Keresetpótló juttatások	7,5	7,8	27,1	72,3	19,1	32,5
2.a. Nyugdíjak	4,1	4,3	5,0	70,8	13,1	29,1
2.b. Munkanélküli segély	0,6	0,7	15,9	0,6	4,0	1,1
2.c. Gyed	1,4	1,8	3,9	0,2	1,9	1,2
3. Állami szociális juttatások	5,6	5,8	19,4	2,2	25,9	5,1
3.a. Szociális segély	0,4	0,3	1,0	0,5	5,7	0,5
3.b. Családi pótlék	4,1	4,7	13,4	1,2	9,6	3,6
4. Más jövedelmek	1,7	2,1	2,1	2,7	7,3	2,5
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Évente összesen, ezer Ft	319,2	325,3	166,1	223,2	135,5	252,4

Forrás: A Magyar Háztartás Panel (A) V. hullámának adatain alapuló saját számítások.

Megjegyzés: a táblázatban található számok az ekvivalens összjövedelmek megoszlását és összegét mutatják ($e=0,73$).

6. FEJEZET: A SZOCIÁLPOLITIKA HATÁSA AZ EGYENLŐTLENSÉGEKRE

6.1. A társadalompolitika gyakorlata, 1989–2000

A társadalompolitikának számos fontos dilemmával kellett szembenéznie az elmúlt évtizedben. Ide tartozott például annak eldöntése, hogy sokaknak kevesebbet, vagy keveseknek többet nyújtson-e a szociálpolitika olyan körülmények között, amikor esik az életszínvonal, csökken a nemzeti össztermék, és csökkennek az elosztható források. (Tóth [1994a]; Kessides *et al.* [1991]; Andorka *et al.* [szerk., 1995]) Hasonló dilemmát jelentett annak eldöntése, hogy a szegények támogatása vagy a jövedelmi lecsúszás megakadályozása legyen-e az elsődleges cél. Mások úgy vetették fel a kérdést, hogy a jövedelmek szóródását kell-e csökkenteni, vagy a szegénység felszámolása lenne az elsődleges feladat. A magyarországi társadalompolitika a különböző időszakokban eltérő válaszokat adott ezekre a kérdésekre, amelyek néha összhangban voltak a társadalmi változásokkal, néha pedig nem.

Magyarországon a nyolcvanas évek végéig a jóléti rendszereket az intézményi kiterjesztés, a jogosultságok és intézmények bővítése volt a jellemző, miközben az időszak végén a támogatás leépítési program pozitív módon illeszkedett az állam visszaszorulásának folyamatába. 1990-től 1995-ig a jogkiterjesztés és intézményfejlesztés folytatódott (például a családi támogatások, a munkanélküli segélyezés vagy a szociális segélyezés területén).

A jóléti rendszerben lezajlott folyamatokat a kilencvenes évek során két történettel írhatjuk le. (TÁRKI [1997]) A nyolcvanas évek második felében indult visszaesési folyamatban a csökkenő GDP mellett növekvő klientúra (emelkedő szegénység és munkanélküliség), emelkedő szociális kiadások jellemezték a jóléti rendszer peremfeltételeit. Erre a jóléti rendszer változása hosszabb ideig nem, vagy nem eléggé reagált. Ebben az időszakban, noha az erőteljesebb célzottság igénye megalapozott követelménynek tűnt, az egymást követő kormányok hezitálva reagáltak: a juttatások klientúráját nem igyekeztek visszafogni, hanem ehelyett az ellátások erodálását választották. Amikor viszont sor került a visszafogási kísérletekre, valójában már egy másik történettel lehetett leírni a társadalmi folyamatokat. Ekkor már nem a GDP esése, hanem stagnálása és növekedése, nem a jóléti kiadások magas volta, hanem azok fokozatos csökkenése volt a jellemző, a munkaerőpiacot már nem a megnövekedett munkanélküliség, hanem az alacsony szinten befagyott foglalkoztatottság dominálta.

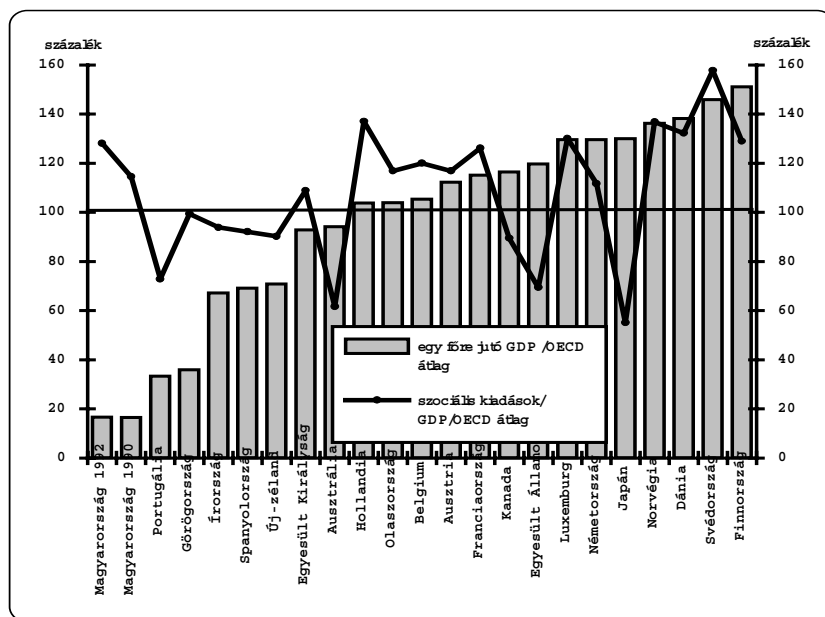
A dolgozat itt következő része azt vizsgálja, hogy a szociálpolitika, az állami újraelosztás által működtetett programok miképpen módosították a jövedelemeloszlás rendszerét.

6.2. Nemzetközi kitekintés: a jóléti kiadások és a szegénység, illetve egyenlőtlenségek összefüggései

A jóléti rendszer egyenlőtlenségekre gyakorolt hatásaival nagyszámú irodalmi hivatkozás foglalkozik. Az eredmények, ugyanakkor, nem mindig konkluzívak. Ebben a fejezetben egyes szórványos nemzetközi tapasztalatokat mutatok be a jóléti kiadások és a társadalom egyenlőtlenségi szerkezete közötti összefüggések mibenlétének tisztázására.

Más helyeken részletes elemzések történtek arra vonatkozóan, hogy a nemzetközi trendekbe hogyan illeszkednek a magyar jóléti közkiadási adatok. (OECD [1995a], Tóth [1994b]) Ezekből az összehasonlításokból, az derült ki, hogy a jóléti közkiadásoknak van összefüggése az egyes országok gazdagságának szintjével, de ez az összefüggés nem tűnik túlzottan erősnek. Az elemzés rámutatott, hogy az egy főre jutó GDP és a jóléti közkiadások GDP-hez viszonyított aránya között az OECD-országokon belül akkor van szoros összefüggés, ha az európai államokat, azokon belül is alapvetően a gazdagabb országokat vizsgáljuk. A trendből „kilógnak” egyfelől a mérsékeltebb jövedelmű európai országok (pl. Görögország vagy Portugália), illetve a nem európai OECD-országok (mint pl. Japán, Új-Zéland, Ausztrália vagy az Egyesült Államok). (23. ábra)

23. ábra: Az egy főre jutó GDP és a szociális kiadások GDP-részaránya az OECD-átlag százalékában (OECD-országok és Magyarország)



Forrás: Tóth [1994b]

Mindezek mellett az is világos, hogy a skandináv jóléti államok kiadási adatai a legmagasabbak, a kontinentális Európa korporatív-etatista jóléti államai relatíve kevesebbet költenek az állami újraelosztásra. A magyar adatok, amelyek ebben az összehasonlításban pontosan a GDP esésének mélypontját reprezentálják, akkor a skandináv államokkal összevethető mértékeket mutattak. Ehhez két dolgot rögtön hozzá kell tennünk. Először is, ugyanebben az időpontban például a többi kelet-európai országban is relatíve magasak voltak a jóléti közkiadások. (19. táblázat) Másfelől, az is nagyon valószínű, hogy a legutóbbi időszak adatai már más ország-sorrendet mutatnának, hiszen időközben a GDP esése előbb lelassult, majd megállt, és a kormányzati stabilizációs politika is a jóléti kiadások GDP-hez viszonyított arányának az csökkenéséhez járult hozzá. Ennek megfelelően a jóléti közkiadások aránya 1995–96-ban jelentősen esett.¹⁰² (Lelkes [1997])

¹⁰² A szóban forgó összefüggés tényleges természetéről azonban csak hozzávetőleges ismereteket kaphatunk, ha nem vizsgáljuk meg, hogy magának a növekedésnek és a jóléti kiadások alakulásának egymáshoz képest milyen viszonya van. Mindazonáltal, igazán meggyőző ismeretek híján, valamint a magyarországi empirikus tények különösen szórványos voltára tekintettel ezt a témát az ígéretes, ám további kutatást igénylő területek közé kell sorolnunk.

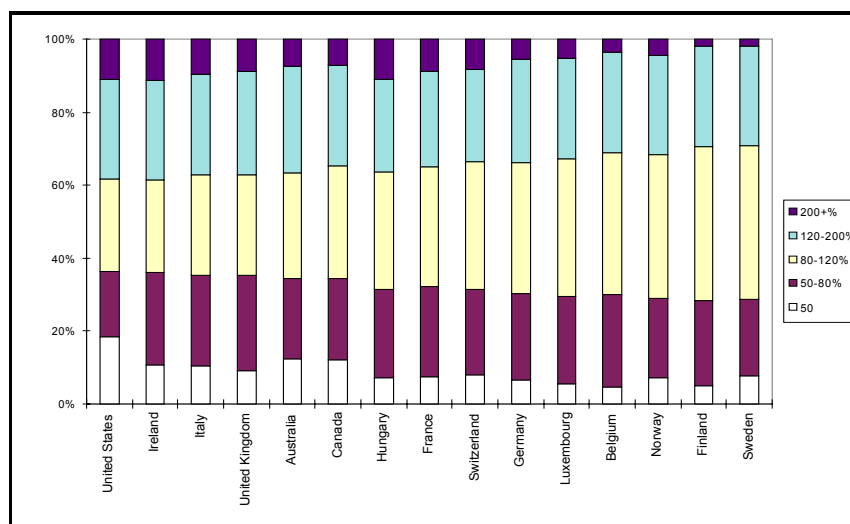
19. táblázat: Jóléti közkiadások a GDP százalékában Magyarországon és a visegrádi országokban, 1992

	Egészségügy	Oktatás	Nyugdíjak	Családi és anyasági támogatások	Segélyek és munkanélküliség	Összesen
Csehország	5,5	4,8	8,1	3,8	2,0	24,2
Szlovákia	6,2	5,8	9,1	3,0	1,3	25,4
Magyarország	4,8	5,9	11,0	4,1	2,9	28,7
Lengyelország	4,9	4,3	14,7	2,0	2,3	28,2

Forrás: UNICEF [1997]

Egy következő, itt említést érdemlő empirikus adatsort mutat be a 24. ábra. Ebben arról van szó, hogy milyen társadalomszerkezeti, jövedelemeloszlási minták jellemzőek az egyes OECD-országokban, illetve Magyarországon. Az összehasonlítás alapját itt is a már említett, a Luxemburg Income Study (LIS) adatain készített OECD tanulmány (Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995]) képezi. Az összehasonlítás azt mutatja, hogy milyen a mediánhoz képest vett jövedelmi sávokban élők egymáshoz viszonyított aránya a különböző országokban. Az országok sorba rendezése a középső jövedelmi csoportok (a medián 80%-a és 120%-a közötti jövedelemmel rendelkezők) aránya alapján történt.

24. ábra: Jövedelmi differenciálódás 15 országban: a népesség megoszlása aszerint, hogy melyik jövedelmi osztályba tartoznak (jövedelmi csoportok a medián százalékában)



Forrás: Tóth [1996b]

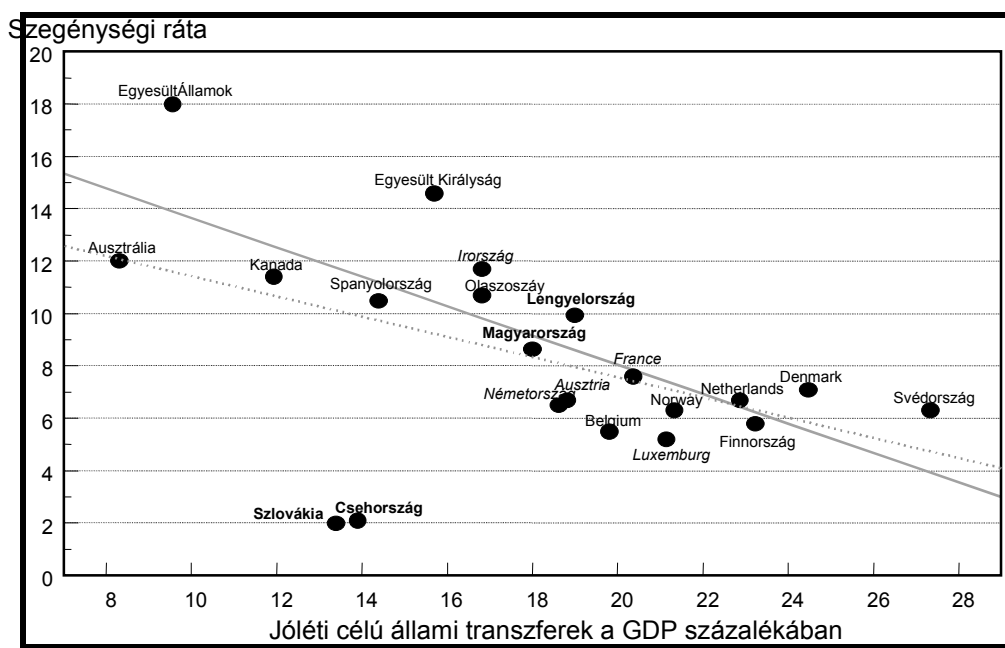
Megjegyzés: az adatok a személyi ekvivalens jövedelmek ($e=0,5$) szerinti megoszlásokat tükrözik, Atkinson, Rainwater és Smeeding [1995], valamint a Magyar Háztartás Panel (A) alapján.

A 24. ábra szerint tehát a középrétegek alapvetően a skandináv jóléti államokban a legszélesebbek. Ezzel szemben a nagyobb jövedelemeloszlási szélsőségeket azok az országok mutatják, amelyekben relatíve kisebb a jóléti állam szerepe (pl. Egyesült Államok), és amelyek viszonylag szegényebb perifériális országok (pl. Írország). A magyar jövedelemeloszlási adatok részletes elemzése azt mutatja, hogy miközben a magyar jövedelmi egyenlőtlenségek szerkezete a rendszerváltás előtt a skandináv jóléti államok jövedelemegyenlőtlenségi szerkezetéhez volt hasonlatos, addig a rendszerváltás során, de már a stabilizációs csomag előtt is lényegesen egyenlőtlenebbé vált. Ma már közelebb áll a kontinentális Európa jövedelmi egyenlőtlenségi szerkezetéhez, de nem éri el a szélsőségesen egyenlőtlen jövedelemeloszlású országok egyenlőtlenségi mintáit. Ugyanakkor a részletesebb elemzés azt is mutatja, hogy az egyenlőtlenségek növekedése mindenekelőtt a középrétegek lesüllyedése, valamint a középrétegek és a legfelső jövedelmi csoportok közötti távolság növekedés révén valósultak meg. (Tóth [1996b])

A következő téma annak vizsgálata lehet, hogy milyen összefüggés van a jóléti kiadások nagysága és a szegénységi ráták között. Erre keresi a választ a 25. ábra. Az ábrában a vízszintes tengely mutatja a jóléti közkiadások GDP-hez viszonyított nagyságát, a függőleges pedig a relatív (a medián 50%-a alatti jövedelemmel való rendelkezésként meghatározott) szegénységi rátákat. Az adatok meglehetősen erős összefüggést mutatnak a jóléti kiadások nagysága és a szegénységi ráták között. Minél többet költenek egy adott országban a jóléti kiadásokra annál alacsonyabb a szegénységi ráta. (Förster–Tóth [1997b])

A 25. ábra az OECD-országok adatai mellett feltünteti a közép- és kelet-európai országok adatait is. A sorból a cseh és a szlovák adatok azonban „kilógnak”. Vagy azért, mert ezekben az országokban a többitől markánsan eltérő jóléti rendszerek működnek, vagy pedig egyszerű adathibák miatt. Jól látható, hogy a magyar és a lengyel adatok többé-kevésbé illeszkednek az OECD-országok trendjeibe. Ekkora mértékű jóléti kiadások mellett többnyire hasonló méretű szegénységi rátákat találhatunk. A tanulmány további részeiben pontosan ennek próbálunk meg a nyomába eredni. Azt kérdezzük tehát, hogy milyen módon, milyen áttételekkel érvényesülnek az itt bemutatott hatások Magyarországon.

25. ábra: Jóléti támogatások és szegénységi ráták



Forrás: Förster–Tóth [1997a]. A számítások Förster [1994] adatainak a LIS mikroadatokat és az OECD Szociális Kiadások adatbázisa segítségével történő felfrissítése révén készültek.

Megjegyzés: Az adatok a dönt betűvel szedett országok kivételével (ahol a vonatkoztatási év 1986 körül van) valamelyik 1990 és 1992 közötti évre vonatkoznak.

6.3. Az állami pénzbeli újraelosztás programjai

Az állami pénzbeli újraelosztást általában azzal indokolják, hogy bizonyos javakat *meritokratikus* javak közé kell sorolnunk: olyan javak közé, amelyekről a közvélemény vagy a döntéshozók úgy vélik, hogy a fogyasztásuk nem bízható teljes mértékben az egyéni preferenciákra, függetleníteni kell őket a fizetőképes kereslettől.¹⁰³ Témánk szempontjából csak áttételes jelentősége van a szabályozási tevékenységnek, ezért azzal nem foglalkozom, csakúgy, mint az ún. természetbeni javakkal, szubvenciókkal és adókedvezményekkel, amelyek pedig mind fontosak lennének, de elemzésük messze túllépné e tanulmány kereteit.¹⁰⁴ Az állami beavatkozás egyik fontos terepe, amikor *pénzbeli transzfereket* nyújtanak azok számára, akik nem rendelkeznek elegendő forrással a társadalmilag normálisnak tartott életvitelhez. A jóléti rendszer pénzbeli támogatásai több csoportba sorolhatók. A jövedelem-fenntartó programoknak a nemzetközi irodalom (nagyon

¹⁰³ A meritokratikus javakról lásd például Musgrave–Musgrave [1984].

¹⁰⁴ Az állami beavatkozás fokozataival és a jóléti állam egyéb jellemzőivel kimerítőbben foglalkozik Csaba–Tóth, [1999], valamint a Csaba–Tóth [szerk., 1999] kötet tanulmányai.

leegyszerűsítve) három, egymástól lényegesen eltérő típusát ismeri. Ezeket „társadalombiztosítási típusú támogatások”, „bázisjövedelmek” és „jövedelemfüggő támogatások” elnevezésekkel különböztethetjük meg.

A háztartások jövedelmi szerkezete szempontjából 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, mint például a háztartások közötti transzferek. A kilencvenes évek első felében a legjellemzőbb fejlemény általában az állami újraelosztásból származó jövedelmek átlagos arányának növekedése volt – a piaci jövedelmek arányának csökkenése mellett. (20. táblázat)

20. táblázat: Az egyes jövedelemtípusok részesedése a háztartások összes jövedelmeiben 1992–1997 (%)

Jövedelemtípusok	1991/92	1992/93	1993/94	1994/95	1995/96	1996/97
Piaci jövedelmek összesen	66,4	60,5	58,4	64,2	63,6	61,7
Társadalombiztosítási jövedelmek összesen	24,8	28,1	29,5	26,6	27,6	30,2
Nyugdíjak	20,1	22,7	24,3	22,6	23,8	26,3
Munkánélküli segélyek	1,7	2,4	2,0	1,2	1,0	0,9
Anyasági támogatások	1,9	1,9	1,8	1,8	2,1	2,5
Szociális jövedelmek összesen	7,2	7,8	7,6	6,9	6,9	6,1
Segélyek	0,7	0,8	0,6	0,5	0,6	0,7
Családi pótlék	6,0	6,0	5,6	5,0	4,5	3,8
Háztartásközi transzferek	0,5	0,4	0,6	0,5	0,6	0,8
Egyéb háztartási jövedelmek	1,2	3,1	3,8	1,7	1,3	1,2
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Forrás: Magyar Háztartás Panel (A)

Megjegyzés: A háztartások összes jövedelmeinek átlaga alapján képzett százalékos megoszlások.

Összességében az inaktivitás fent emlegetett trendjeivel összhangban a kilencvenes évek első felében csökkent a piaci jövedelmekben részesedő háztartások aránya az összes háztartás között, növekedett viszont a rokkant nyugdíjjal rendelkezők aránya. Lényegileg nem változott a segélyezett háztartások aránya és a kilencvenes évek közepén jellemző csúchoz képest inkább csökkent a nyugdíjasokat magukban foglaló háztartások aránya. Ez a változás valószínűleg nem a nyugdíjrendszerbeli intézkedéseknek köszönhető, hanem inkább annak,

hogy ebben az évtizedben a népesség koreloszlásának eltolódása még nem jelentkezett a nyugdíjasok között. Számottevő hatása volt viszont az egymást követő kormányok társadalompolitikai intézkedéseinek a családi támogatásokban részesedő háztartások arányára. A gyedben és a családi pótlékban részesedő háztartások aránya lényeges mértékben esett vissza a Bokros-csomag következtében, megnövekedett viszont a gyés igénybe vétele. (21. táblázat)

21. táblázat: Piaci jövedelmekben és egyes fontosabb pénzbeli támogatásokban részesedő háztartások aránya a teljes népességben 1992–2001 (%)

	1991/ 92	1992/ 93	1993/ 94	1994/ 95	1995/ 96	1996/ 97	1997/ 98	1998/ 99	1999/ 00	2000/ 01
Piaci jövedelmek	83,9	80,0	82,4	78,6	80,1	79,5	72,1	76,3	74,0	77,2
Öregségi nyugdíj	38,3	39,9	41,4	37,8	37,2	40,3	42,0	38,3	36,4	36,5
Rokkantsági nyugdíj	10,0	11,7	12,0	12,5	13,5	14,4	15,8	13,9	16,3	13,4
Egyéb nyugdíj	8,7	7,5	9,2	8,2	8,0	7,6	8,6	8,4	7,5	7,1
Gyed	5,8	6,0	5,0	4,4	4,4	4,6	2,0	0,5	1,7	2,2
Gyes	4,9	6,0	5,7	4,5	5,3	7,6	6,4	6,4	6,9	5,0
Munkanélküli-járadék	9,8	13,5	13,9	8,8	8,3	9,2	8,9	7,4	7,5	7,0
Táppénz	11,6	11,9	11,7	10,9	10,9	9,0	7,9	11,1	5,4	6,2
Munkanélküliek jövedelem-pótló támogatása	0,8	3,1	3,4	4,8	4,8	5,1	4,8	2,6	3,4	2,9
Családi pótlék	33,1	33,0	32,6	34,5	34,1	32,0	22,4	25,7	26,5	24,1
Segélyek	8,5	10,2	9,9	8,6	9,9	7,4	9,0	8,4	10,4	8,3

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

6.4. A pénzbeli újraelosztás hatása az egyenlőtlenségekre

Az adatok szerint, hogy a magyar háztartások többsége a szociális jövedelmek ilyen vagy olyan formájában részesül. Világos, hogy az elsődleges jövedelmekből származó nagymértékű egyenlőtlenséget (a legfelső decilisbe tartozók keresete húszszorosa a legalsó decilisbe tartozó egyének kereseteinek) jelentősen csökkentik a szociális jövedelmek. Ezt illusztrálja a különféle típusú jövedelmekre számolt Gini-koefficiensek elemzése is. (22. táblázat) A vizsgált időszakban folyamatosan emelkedett a piaci jövedelmek koncentrálttsága, ezen belül elsősorban a

tőkejövedelmek egyenlőtlensége nőtt, de a keresetek eloszlása is egyre nagyobb egyenlőtlenséget mutat. Az előbbieket mellett a háztartások közötti transzfereket is magában foglaló újraelosztás előtti jövedelmek Gini-együtthatója valamivel több mint 47 százalékról csaknem 50 százalék fölé emelkedett. Mint látjuk, az összes háztartási jövedelmek egyenlőtlensége rendre ennél kisebb mértékű. Ez elsősorban annak köszönhető, hogy a különböző társadalmi újraelosztó rendszereknek volt egyenlőtlenség csökkentő hatása. Ebben elsősorban 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 hogy a jövedelemkiesés korábbi keresetek arányában történő részleges pótlása. A jóléti rendszerek többé-kevésbé éppen ezeknek a kritériumoknak feleltek meg; összességében csökkentették az eredendő egyenlőtlenségeket.

Miként azt máshol (Tóth [1996b]) kimutattuk, a piaci jövedelemmel rendelkező háztartások arányának csökkenése ezen 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 redisztribúció a jövedelemegyenlőtlenség csökkentésében ellentmondásos szerepet játszott. (Bedekovics–Kolosi–Sik [1997], Tóth [1996b])

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

	1991/ 92	1992/ 93	1993/ 94	1994/ 95	1995/ 96	1996/ 97	1997/ 98	1998/ 99	1999/ 00	2000/ 01
Piaci jövedelmek	46,56	47,07	49,93	50,64	50,12	51,64	52,64	53,73	54,76	52,40
Egyéb nem állami	64,33	68,72	71,90	68,89	65,84	67,82	70,81	75,81	70,13	73,93
Újraelosztás előtti jövedelmek	47,17	47,96	50,45	51,01	50,41	52,22	54,06	55,64	55,37	53,32
Szociális jövedelmek	37,27	35,61	36,57	36,66	37,91	40,1	40,76	45,11	40,63	43,55
Társadalm-biztosítási jövedelmek	31,79	35,23	35,39	36,11	37,89	36,7	37,57	39,78	37,08	39,76
Újraelosztás előtti+szociális jövedelmek	45,12	45,55	47,89	48,70	48,42	50,0	51,21	53,72	53,29	51,63
Összes háztartási jövedelmek	29,50	27,75	29,47	31,62	30,85	30,85	32,00	34,32	33,01	33,12

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

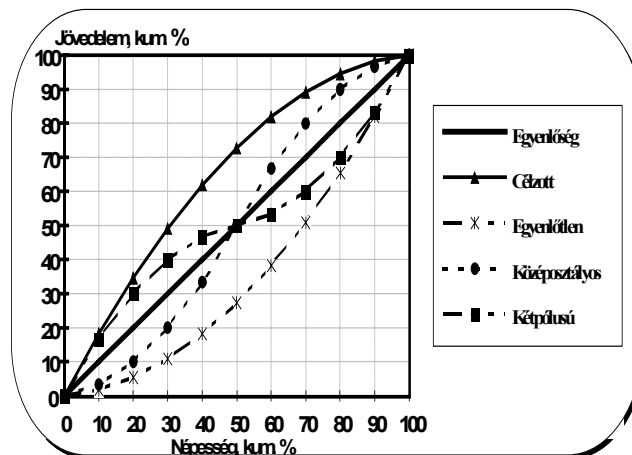
Megjegyzés: A táblázatban a Gini értékek mindig a háztartások egy fogyasztási egységre jutó, nem nulla jövedelmeinek koncentrációját mutatják. Transzferek előtti jövedelmek = piaci jövedelmek (munkából és vagyomból származó) + más nem állami juttatások.

A rétegeloszlási hatások bemutatásának egyik formája az, ha a különböző kvintilisekben szereplő háztartások között azoknak az arányát tüntetjük fel, akik kaptak az adott támogatásból. Ezáltal az adott támogatások incidenciáját tudjuk bemutatni. Egy háztartást adott típusú jövedelemben részesedőnek tekintünk, ha a háztartástagok közül bárki bármekkora összeghez hozzájutott az adott jövedelmtípusból a vizsgált időszakban. Mivel a háztartások többféle különböző forrásból is kaphatnak jövedelmet, az alkategóriák átfedik és/vagy átfedhetik egymást. Ehhez hasonlóan követik sokszor azt az eljárást, hogy az egyes kvintilisekbe tartozó háztartások összes jövedelmeinek belső eloszlásával illusztrálják a rétegeloszlási mintákat.

A különböző jövedelem-elemek eloszlási jellemzőinek tárgyalására az ún. koncentrációs görbét és a hozzá kapcsolódó koncentrációs mutatót érdemes használni. (Kakwani [1997]) A koncentrációs görbe a Lorenz-görbe egy olyan speciális esete, ahol a megfigyelési egységek sorba rendezése alapjául szolgáló jövedelem nem ugyanaz, mint a vizsgált jövedelem. Ezzel az eljárással a koncentrációs görbe az egyenlőséget jelentő vonal alatt és fölött egyaránt elhelyezkedhet, sőt azt metszheti is.

Annak érdekében, hogy jobban megértsük a különböző szociális programoknak a jövedelemegyenlőtlenségek alakításában játszott szerepét, ábrázoltam a szociális programok lehetséges elosztási hatásait (lásd 26. ábra). Az ábrán öt különböző, lehetséges elosztási minta látható, amelyeket a koncentrációs görbe segítségével jelenítettem meg. A koncentrációs görbe most a szabad rendelkezésű háztartási jövedelmek nagysága szerint rendezi sorba a háztartásokat, és az így képzett népesség-percentilisek kumulatív részesedését mutatja az háztartási jövedelem vizsgált eleméből.

26. ábra: Az egyes részjövedelmek lehetséges elosztási mintáinak ábrázolása Lorenz-görbék segítségével



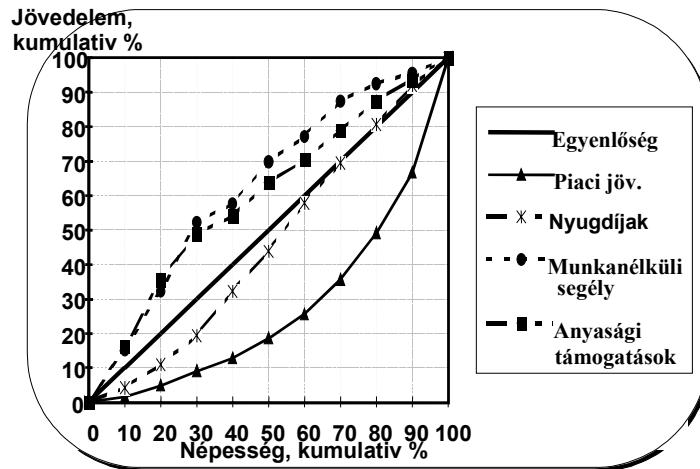
Ötfajta feltételezett elosztási mintát különböztethetünk meg. Ha minden decilis egyenlő összeget kap, akkor a koncentrációs görbe azonos lesz a diagonálissal. Abban az esetben, ha a jövedelemtípusok közül valamelyik a megoszlás bármilyen mértékű koncentrációját mutatja, akkor a koncentrációs görbe fölfelé vagy lefelé el fog térni a diagonálistól, vagy azt

keresztezve bizonyos szakaszon fölötté, más szakaszon pedig alatta fut. Az elosztást „célzottnak” tekinthetjük, amikor bizonyos jövedelemtípusok balra ferdülnek el, az alsó decilisek irányába. Az „egyenlőtlenségnek” nevezett vonal jobb irányba ferdülő elosztási mintát mutat, a legmagasabb jövedelemmel rendelkező decilisek irányába. Amikor a középső jövedelemdecilisek kapnak az átlagosnál többet, azt „középosztályos” elosztási mintának is nevezhetjük. Elvileg az ötödik típus is előfordulhat: ebben az esetben a jövedelemskála két vége relatíve nagyobb arányban részesedik az adott jövedelemtípusból. Ezt a típust „bimodális” elosztási mintának nevezzük.

A társadalmi jövedelmek egyik elosztási célja az, hogy a háztartások közötti vertikális egyenlőtlenségeket csökkentsék. Ha ilyen céllal vezetnek be egy támogatási formát, akkor annak a célzási hatékonyságát azzal mérhetjük le, hogy a görbe milyen mértékben emelkedik a diagonális fölé. Vannak azonban olyan jóléti újraelosztásból származó jövedelmek is, amiknek nem a vertikális újraelosztás a célja, hanem az életpálya menti átcsoportosítás, ami többnyire keresetarányos ellátások formájában történik. Ilyenkor az elosztás elvileg a korábbi jövedelmeknek megfelelő lesz, ami a koncentrációs görbe „középosztályos” mintájához fog vezetni. Az egyes támogatások rétegeloszlási hatásait tehát be tudja mutatni a koncentrációs görbe, de az elemzést csak a kiegészítő interpretáció teheti érvényessé.

A K koncentrációs mutató fogalmilag ekvivalens a Gini-koefficienssel. Ez is a görbe és a diagonális közötti terület arányát méri, viszont azzal a különbséggel, hogy a mutató negatív is lehet, ha a görbe és a diagonális közötti terület diagonális feletti része nagyobb, mint a diagonális alatti rész. A koncentrációs mutató akkor lesz nullával egyenlő, ha a koncentrációs görbe a diagonálison fut. Ekkor ugyanis a szabad rendelkezésű jövedelmek minden szintjén ugyanakkora lesz az adott decilis részesedése az adott jövedelem-elemből.

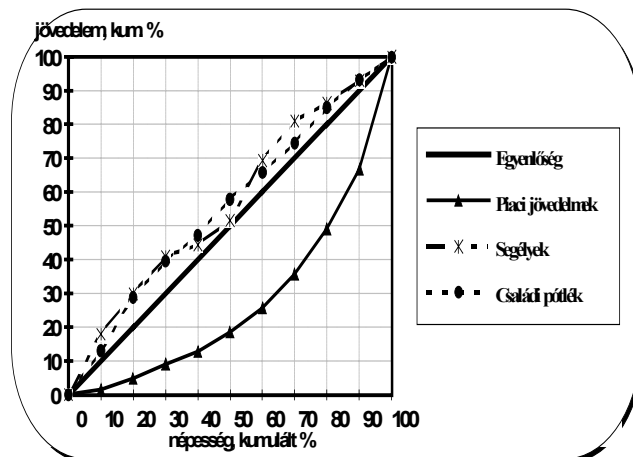
**27. ábra: A piaci jövedelmek és a keresetpótló ellátások elosztási mintái:
Lorenz-görbék 1995/96-ra**



Forrás: MHP (A) V. hullám.

Megjegyzés: Az ábra az ekvivalens jövedelmek ($e=0,73$) eloszlását mutatja.

**28. ábra: A piaci jövedelmek és a szociális támogatások elosztási mintái:
Lorenz-görbék 1995/96-ra**



Forrás: MHP (A) V. hullám.

Megjegyzés: Az ábra az ekvivalens jövedelmek ($e=0,73$) eloszlását mutatja.

A 28. ábra a piaci jövedelmek és a társadalombiztosítási támogatások elosztási mintáját mutatja 1995/96-ra vonatkozóan. Az ábra jól szemlélteti, hogy a munkanélküli segély és kisebb mértékben a gyed célzott támogatásoknak bizonyult, annak ellenére, hogy a vizsgálat

időpontjában mindkét támogatási forma keresethez és foglalkozáshoz kapcsolódó juttatás volt. A nyugdíjak egyfajta „középosztályos” mintát mutatnak. A 29. ábra a szociális segélyek és a családi pótlék elosztási jellemzőit hívatott bemutatni. Úgy tűnik, hogy a szociális segélyek a szegényeket részesítik előnyben, bár láthatóan kisebb mértékben, mint ahogy azt a gyed és a munkanélküli segély esetében láttuk. A családi pótlék megoszlása az „egyenlőségi” elosztási mintához közel helyezkedett el, azaz a decilisek nagyrészt egyenlő összegű családi pótlékban részesültek.

Megjegyezzük viszont, hogy Magyarországon a kilencvenes évek során fontos változások játszódtak le a különböző szociális jövedelmek elosztási mintáit illetően. (23. táblázat) Egy 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 részesedők háztartásainak demográfiai összetételének a népesség többi részétől eltérő irányú változása is járhat a célzottsági hatások megváltozásával. Végezetül egy másik lehetséges magyarázat lehet az, hogy ez leginkább a különböző szociális programok néhány intézményi változásának tulajdonítható.

23. táblázat: Az egyes társadalmi jövedelmek és az összes háztartási jövedelem kumulált megoszlása, a háztartások ekvivalens jövedelmei alapján definiált jövedelmi tizedekben (%)

Jövedelmi tizedek	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Év	Nyugdíjak									
1991/92	5,9	16,2	28,3	40,0	52,7	63,9	74,1	82,1	92,3	100,0
1992/93	6,8	15,6	26,5	37,6	50,5	62,2	71,7	82,7	91,3	100,0
1993/94	4,7	12,9	23,3	34,7	47,2	58,7	70,9	80,3	90,5	100,0
1994/95	4,6	12,8	23,1	35,0	47,4	61,8	73,1	82,9	92,5	100,0
1995/96	4,2	10,9	19,4	32,2	43,9	57,8	69,5	80,6	91,9	100,0
1996/97	2,9	9,7	18,2	28,7	41,0	54,4	66,9	80,5	92,0	100,0
1997/98	4,4	11,6	21,0	31,4	44,1	56,5	69,2	80,3	91,2	100,0
1998/99	4,3	12,9	21,3	32,8	44,6	58,4	70,4	81,1	92,4	100,0
1999/00	4,9	12,0	22,2	33,3	45,2	57,3	69,5	82,2	93,3	100,0
2000/01	4,0	12,2	23,0	35,2	47,9	59,6	72,3	83,7	92,5	100,0
	Munkánélküli járadék									
1991/92	13,6	24,1	35,7	46,8	55,3	63,1	78,6	89,2	94,4	100,0
1992/93	15,7	30,9	40,4	51,7	58,4	69,6	82,1	91,6	96,5	100,0
1993/94	13,1	30,4	39,9	50,6	59,7	71,4	83,6	89,1	97,2	100,0
1994/95	18,6	31,6	41,9	50,8	58,8	70,9	83,6	91,7	96,9	100,0
1995/96	15,3	32,2	52,3	57,7	69,8	77,2	87,5	92,6	95,6	100,0
1996/97	25,3	39,8	50,9	58,2	65,8	71,9	81,7	94,4	97,1	100,0
1997/98	21,1	38,9	55,0	64,1	71,5	77,6	84,7	92,3	97,9	100,0
1998/99	24,7	40,4	50,4	63,1	73,3	78,3	85,9	91,1	96,9	100,0
1999/00	27,1	47,8	56,1	66,1	72,5	76,8	85,2	86,7	93,1	100,0
2000/01	20,1	34,3	44,8	57,2	70,7	80,7	86,8	92,4	98,4	100,0
	Anyasági támogatások									
1991/92	7,5	14,9	26,2	37,8	45,6	63,9	75,7	85,2	92,9	100,0
1992/93	8,8	17,5	30,4	41,2	52,5	62,9	75,1	86,7	97,2	100,0
1993/94	7,4	20,2	32,6	40,8	55,4	65,6	79,6	89,6	96,0	100,0
1994/95	14,9	29,2	39,7	49,1	62,8	69,3	79,9	86,6	93,3	100,0
1995/96	16,1	35,6	48,8	54,0	63,8	70,3	78,8	87,4	93,8	100,0
1996/97	23,7	39,4	50,5	56,7	68,9	76,1	82,6	88,6	95,3	100,0
1997/98	17,1	30,9	45,3	53,6	60,3	70,2	80,6	90,8	93,9	100,0
1998/9	27,3	38,1	47,2	53,8	66,1	69,9	83,0	88,4	96,6	100,0
1999/00	14,1	33,2	44,9	48,7	61,3	68,1	75,5	82,9	89,7	100,0
2000/01	20,3	32,8	43,6	53,3	61,6	69,3	84,7	86,4	96,1	100,0

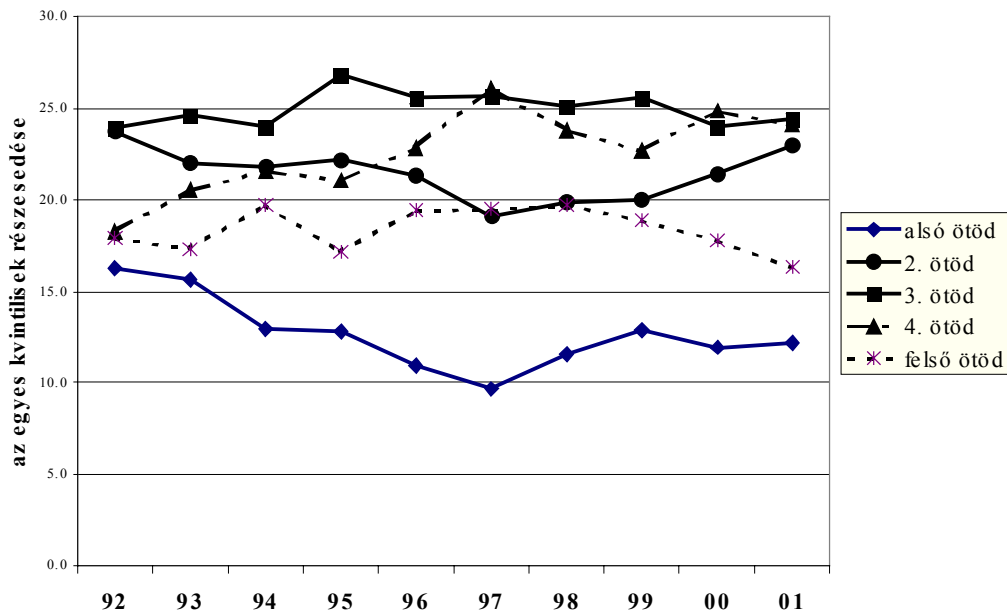
(23. táblázat folytatása)

Jövedelmi tizedek	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Év	Segélyek									
1991/92	9,2	21,3	29,2	37,0	51,9	63,0	76,9	81,1	85,4	100,0
1992/93	17,4	30,8	39,0	47,1	54,1	65,8	81,2	88,6	96,5	100,0
1993/94	21,5	30,8	38,5	55,9	65,4	80,6	88,0	92,6	99,8	100,0
1994/95	17,1	27,7	39,1	48,6	60,6	66,5	75,5	86,6	98,9	100,0
1995/96	17,9	29,9	40,8	44,4	51,6	69,4	81,1	86,4	93,0	100,0
1996/97	18,9	36,2	47,4	60,4	65,7	74,9	80,9	89,6	97,3	100,0
1997/98	13,2	23,9	37,8	47,8	51,5	58,1	75,8	83,9	95,5	100,0
1998/99	21,0	34,7	47,7	52,8	57,1	62,6	77,0	87,1	97,9	100,0
1999/00	31,5	52,8	62,8	67,6	80,8	83,4	88,3	90,2	97,7	100,0
2000/2001	30,4	49,8	63,2	72,3	78,7	82,0	94,0	97,7	100,0	100,0
Családi pótlék										
1991/92	8,1	14,1	22,5	31,8	43,2	54,7	68,1	81,4	91,4	100,0
1992/93	9,0	17,3	26,2	35,9	45,9	58,7	69,6	81,8	91,7	100,0
1993/94	11,0	21,7	29,9	39,4	48,6	59,1	70,2	81,7	92,0	100,0
1994/95	13,2	24,6	34,1	42,4	53,4	63,9	73,2	82,5	92,1	100,0
1995/96	13,0	28,9	39,5	47,2	58,0	65,8	74,5	85,0	93,3	100,0
1996/97	20,9	35,0	43,6	51,9	62,2	71,0	80,5	88,7	96,3	100,0
1997/98	18,5	32,5	43,5	51,6	61,2	70,9	79,6	87,0	94,8	100,0
1998/99	15,2	28,2	41,7	52,0	61,8	69,7	78,2	87,3	96,1	100,0
1999/00	18,1	34,0	41,2	49,0	60,1	68,0	77,5	86,5	93,6	100,0
2000/2001	20,1	32,8	42,3	50,4	58,7	64,5	71,5	80,4	89,8	100,0
Összes jövedelem										
1991/92	3,5	7,9	13,5	20,0	28,0	37,0	48,3	60,9	76,2	100,0
1992/93	3,9	8,9	14,7	21,7	29,8	39,1	49,7	62,0	76,8	100,0
1993/94	3,6	8,6	14,2	20,7	28,7	37,8	48,4	60,5	75,7	100,0
1994/95	3,5	8,6	14,1	20,3	28,1	36,8	46,9	59,0	74,2	100,0
1995/96	3,6	9,1	15,0	21,1	28,8	37,7	48,0	60,5	75,4	100,0
1996/97	3,9	9,5	15,5	22,0	29,7	38,5	48,7	61,4	76,0	100,0
1997/98	3,6	9,2	15,8	23,2	31,3	40,4	50,5	62,3	76,3	100,0
1998/99	3,6	9,0	15,4	22,6	30,5	39,4	49,4	60,6	74,7	100,0
1999/00	3,7	9,1	15,5	22,5	30,4	39,3	49,4	60,9	75,1	100,0
2000/2001	3,5	8,9	15,2	22,3	30,3	39,2	49,3	61,0	75,3	100,0

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

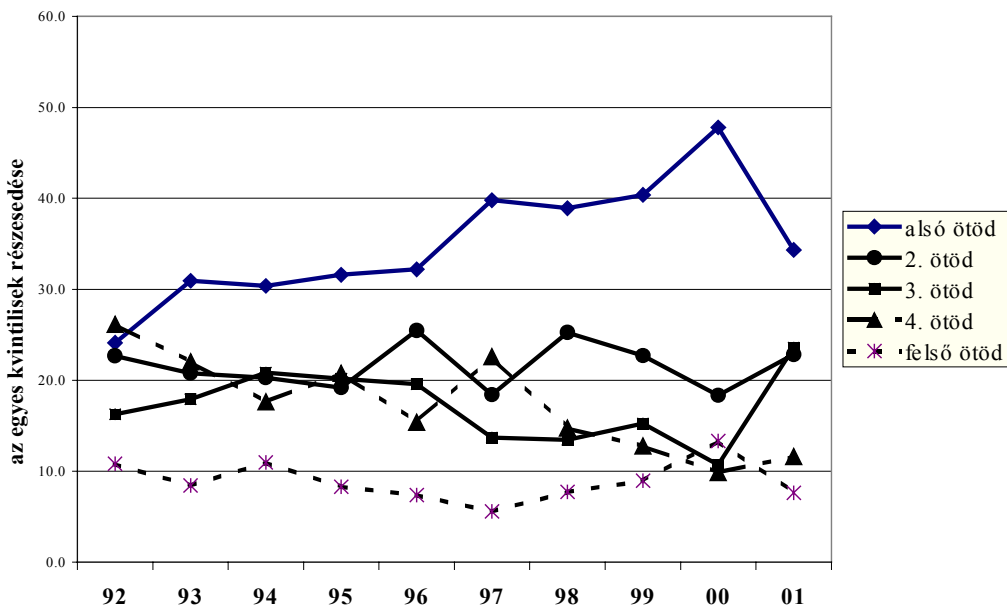
A nyugdíjak elosztási mintáit jellemezte a legkisebb változékonyság. (29. ábra) Összességében a legelső ötöd részesedése csökkent az évtized során, különösen az 1992 és 1997 közötti időszakban. A többi ellátás esetében (ha a célzottságot a legelső jövedelmi ötöd összes támogatásból való részesedése alapján ítéljük meg) inkább nagyobb fokú célzottságról beszélhetünk az évtized vége felé. 30–32. ábrák) Ezek a változások részben a szociálpolitikai rezsinváltásoknak, részben pedig a jóléti ellátások értéktartásának/értékvesztésének voltak köszönhetőek.

29. ábra: Az egyes (ekvivalens jövedelem alapján meghatározott) népességötödök részesedése az összes nyugdíjból, 1992–2001



Forrás: 1992-1997 MHP (B), 1998-2001 Monitor

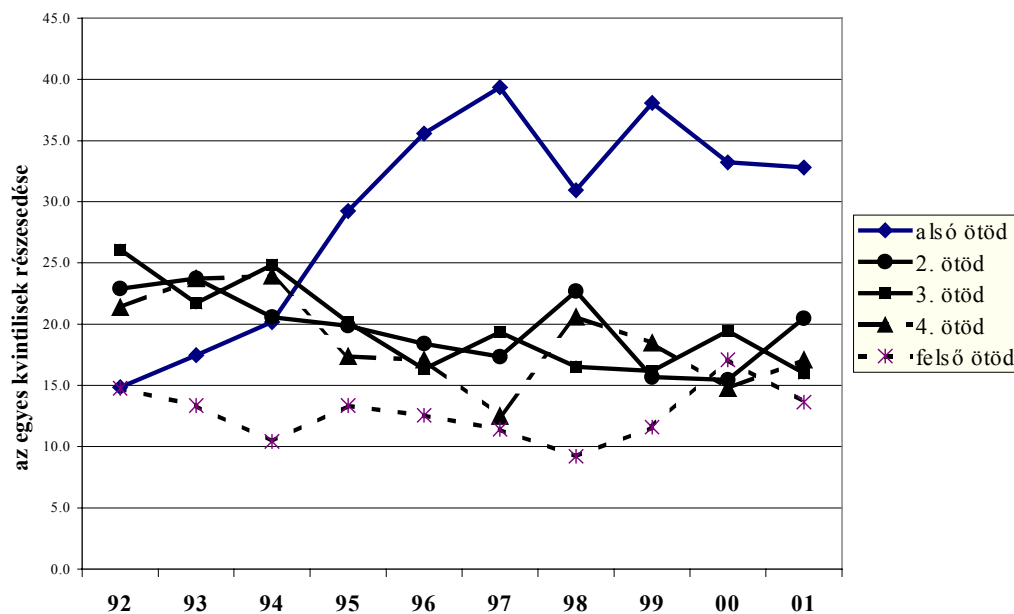
30. ábra: Az egyes (ekvivalens jövedelem alapján meghatározott) népességötödök részesedése az összes munkanélküli segélyből, 1992–2001



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

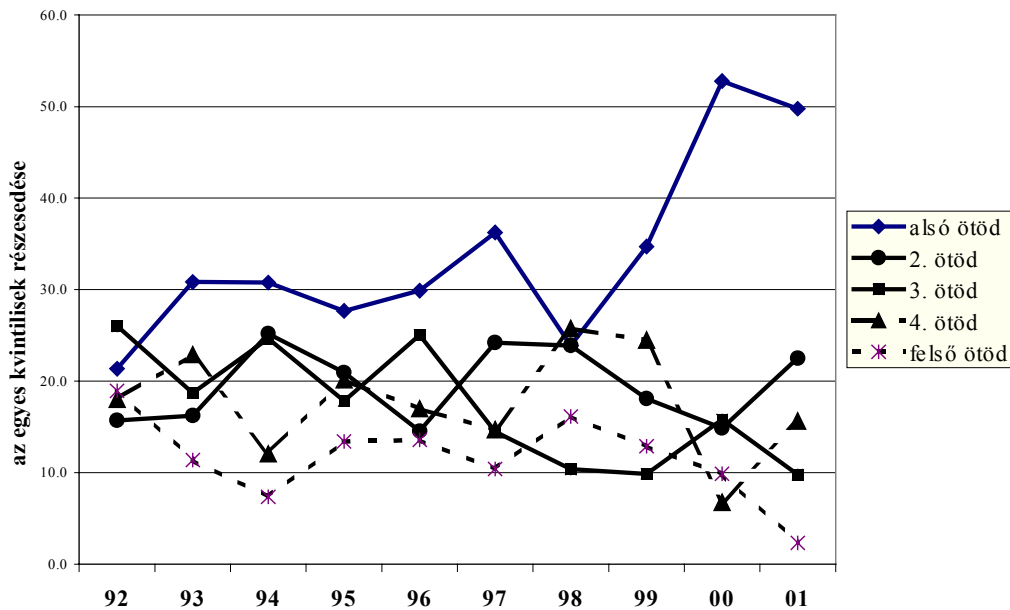
A leginkább látványosan talán az anyasági támogatások rétegeloszlása változott meg. (31. ábra) 1997-ig meredeken emelkedett a legalsó kvintilis részesedése az anyasági támogatásokból aztán visszaestek ezek az arányok. A legalsó ötöd részesedése a segélyek esetében a legnagyobb. (32. ábra) Ez azt jelenti, hogy az évtized végére megváltozott az a helyzet, ami miatt a nemzetközi szervezetek és a kutatók egyaránt a segélyek elégtelen célzottságáról beszéltek a kilencvenes években.

31. ábra: Az egyes (ekvivalens jövedelem alapján meghatározott) népességötödök részesedése az összes anyasági támogatásból



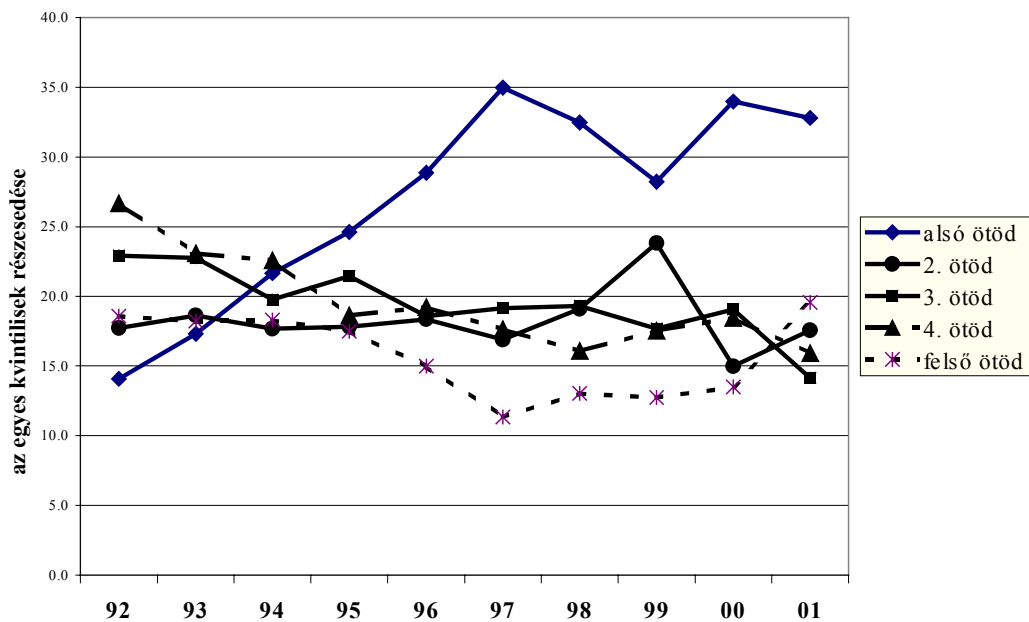
Forrás: Magyar Háztartás Panel (A) I–VI. hulláma (1992–1997); TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2001.

32. ábra: Az egyes (ekvivalens jövedelem alapján meghatározott) népességötödök részesedése az összes segélyből



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

33. ábra: Az egyes (ekvivalens jövedelem alapján meghatározott) népességötödök részesedése az összes családi pótlékból

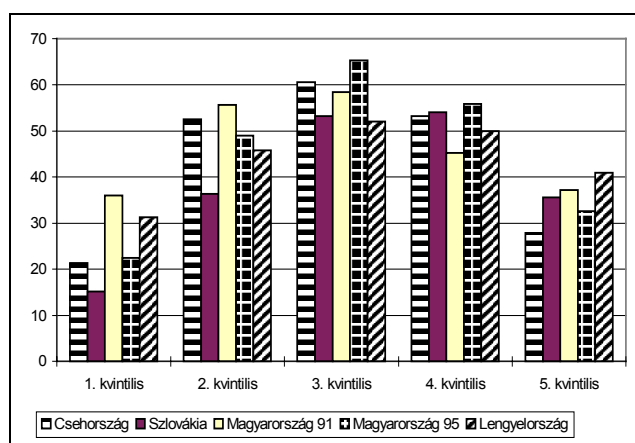


Forrás: Magyar Háztartás Panel (A) I–VI. hulláma (1992–1997); TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2001.

6.5. A magyar rétegelosztási adatok nemzetközi összehasonlításban

A LIS mikroadatbázis adatait alapul véve egy korábbi tanulmányunkban (Förster–Tóth [1997a]) összehasonlítottuk 1992-re vonatkozóan a szociális támogatások rétegelosztási hatásait a visegrádi országokban. Egy második, a LIS-ben elérhető adatpont lehetővé tette azt is, hogy a Magyarországra vonatkozó változásokat nyomon kövessük 1991/92-től kezdődően 1994/95-ig. A 34–37. ábrák a támogatásban részesülő népességkvintilisek ekvivalens jövedelmek szerinti arányait mutatják a társadalombiztosítási nyugdíjak, a munkanélküli-segélyek, a családi pótlék és a szociális segélyek esetében. Lengyelország esetében csak a nyugdíj adatok álltak rendelkezésünkre.

34. ábra: Nyugdíj: a részesülők aránya egyes kvintilisekben Magyarországon és a többi visegrádi országban 1992 körül

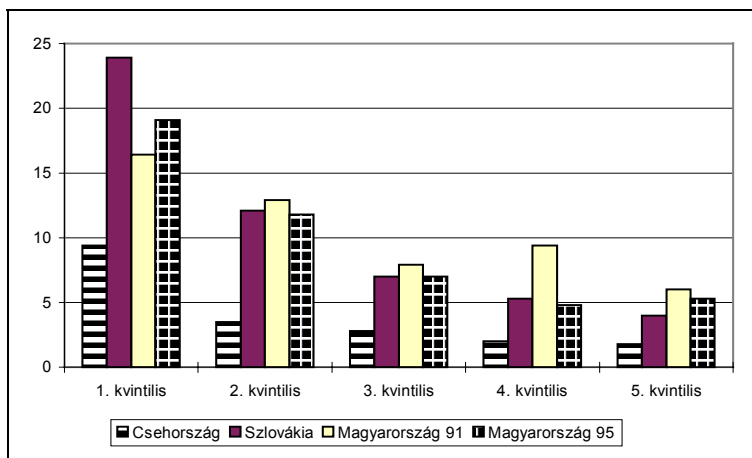


Forrás: Förster–Tóth [1997a], Luxembourg Income Study adatok alapján.

A nyugdíjak elosztási mintája mindegyik visegrádi ország esetében inkább a „középosztály” irányába mutat: azok, akik a 2–4. kvintilisek közé estek, különösen pedig azok, akik a 3. kvintilisbe, nagyobb valószínűséggel részesültek társadalombiztosítási alapú nyugdíjban. Ahogy arra már korábban felhívtuk a figyelmet, ez Magyarország esetében még hangsúlyozottabbá vált 1992 és 1995 között. A munkanélküli-segélyek annak ellenére, hogy biztosítás alapúak és keresethez kapcsolódóak, sokkal „célzottabbak”: egy alsó kvintilisbe

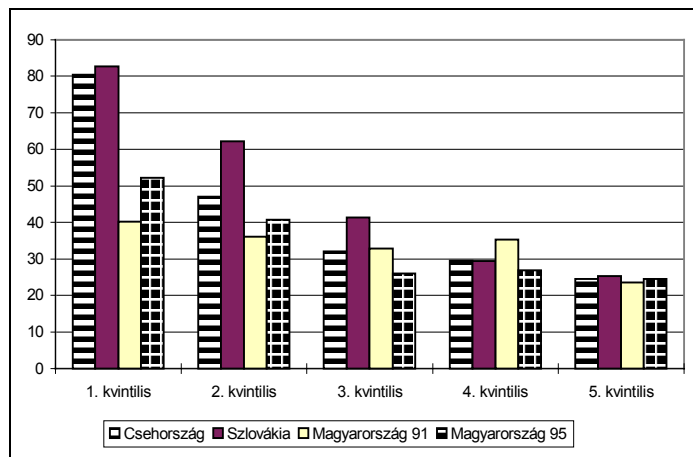
tartozó háztartás az átlaghoz képest kétszer nagyobb valószínűséggel részesül ebben a támogatásban. Ez különösképpen jellemző (bár eltérő szinten) Csehország és Szlovákia esetében. Magyarországon 1992 és 1995 között a legalsó kvintilis kivételével mindegyik kvintilisben csökkent valamivel a munkanélküli-támogatásban részesülők aránya.

35. ábra: Munkanélküli segélyek: a részesülők aránya az egyes kvintilisekben Magyarországon és a többi visegrádi országban 1992 körül



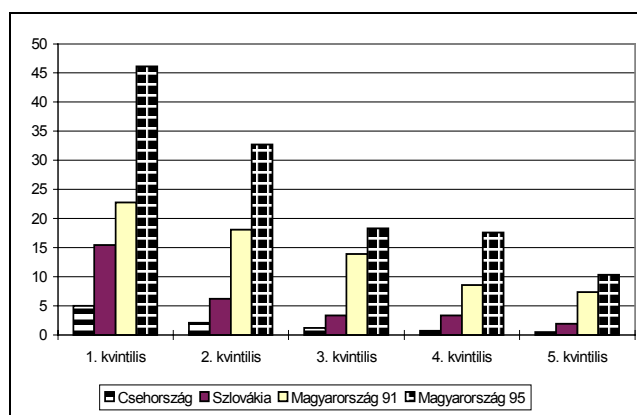
Forrás: Förster–Tóth [1997a], Luxembourg Income Study adatok alapján

36. ábra: Családi pótlék: a részesülők aránya az egyes kvintilisekben Magyarországon és a többi visegrádi országban 1992 körül



Forrás: Förster–Tóth [1997a], Luxembourg Income Study adatok alapján

37. ábra: Jövedelemigazoláson alapuló támogatások: a részesülők aránya az egyes kvintilisekben Magyarországon és a többi visegrádi országban 1992 körül



Forrás: Förster–Tóth [1997a], Luxembourg Income Study adatok alapján

A családi pótlék esetében folyamatos vita folyt arról, vajon eléggé „célzott”-e ez a támogatási fajta, illetve arról, hogy annak kell-e egyáltalán lennie.¹⁰⁵ A 36. ábrából arra lehet következtetni, hogy az alsó jövedelemkvintilisbe tartozó családok a reformok előtt is nagyobb arányban részesülnek családi pótlékban a legfelsőbe tartozókkal szemben, kiváltképpen igaz ez Csehország és Szlovákia esetében. A 36. ábra alapján a jövedelemigazoláson alapuló támogatásokat tekintve elmondhatjuk, hogy azok mindhárom országban, ahol adatokkal rendelkezünk, inkább az alsó jövedelemkvintilisek irányába látszottak koncentrálni. Mindazonáltal, az évtized közepén Lengyelországban, Csehországban és Magyarországon egyaránt kísérletet tettek arra, hogy megváltoztassák a családi támogatások rendszerének rétegelosztási hatásait, váltakozó sikerrel. (Förster–Tóth [1999])

Az említett négy szociális támogatási programra vonatkozóan összefoglalásként elmondható, hogy a nyugdíj jellegű támogatások a „középosztály” felé koncentrálnak, míg a munkanélküliségi segélyekben, a családi pótlékban és a jövedelemigazoláson alapuló támogatásokban legnagyobb arányban a jövedelemelosztás alján elhelyezkedők részesülnek. Bár Magyarországon e jellemzők 1992-ben kevésbé voltak láthatók, úgy tűnik, hogy 1995-ben már egyre inkább megközelítette ezt a képet.

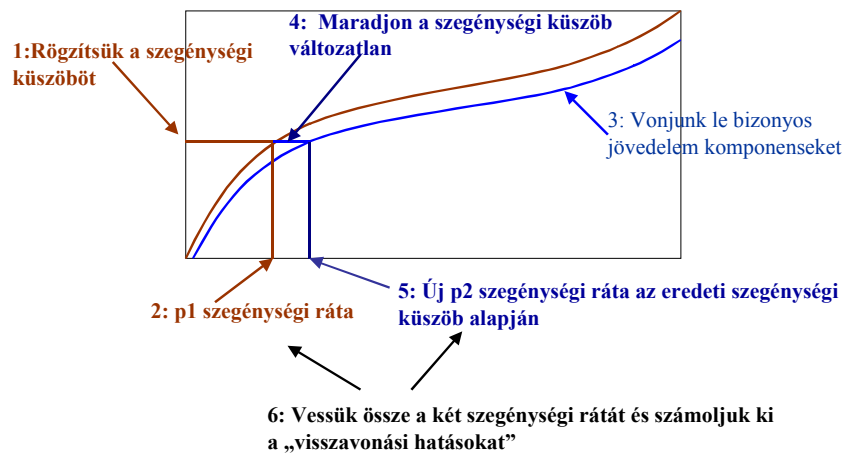
6.6. A jóléti támogatások szerepe a szegénység enyhítésében

Fontos adalékkal szolgál a támogatások adekvátságának megértéséhez, ha megvizsgáljuk, milyen szerepet játszanak az egyes jóléti támogatások a szegénység csökkentésében. Erre a kérdésre számos korábbi tanulmányban már megkíséreltünk választ adni. (Tóth [1994c], Förster–Szivós–Tóth [1998], Medgyesi–Szivós–Tóth [1998, 1999], Szivós–Tóth [1998, 2000]) A gondolatmenet egy nagyon egyszerű tényellentézésre épül. Vizsgáljuk meg előbb, hogy mekkorák a különböző szegénységi küszöbök alapján számolt szegénységi indexek akkor, ha az egyes támogatásokat „beleszámoljuk” a háztartások összes jövedelmeibe! Ezek után hozzuk létre az ekvivalens jövedelmi kvintiliseket, és számoljuk ki, hogy a személyek hányad része kerül az átlagos jövedelem, illetve a medián fele alá! (A tényellentézés feltételezésekre épülő statisztikai számítás módszerét szemléletesen mutatja be a 38. ábra.) Fontos megemlíteni, hogy az idézett elemzésben egy főre jutó jövedelmek alapján definiált szegénységi ráták változásait vizsgáljuk. Ennek a ténynek nyilván van hatása a

¹⁰⁵ Összefoglaló elemzéseket mutatnak be erről, például Jarvis–Micklewright [1992], valamint Sipos–Tóth [1998].

családmérettel viszonylag közvetlenül összefüggő támogatási formák (családi támogatások és nyugdíj) szegénység csökkentő hatásának megítélésére.

38. ábra: A tényellentétes statisztikai kísérletek módszere



A családi pótlék hiányában 1995/96-ban a szegénységi ráta az egy főre jutó átlag felét használva szegénységi küszöbként mintegy 26 százalékkal, az alsó kvintilis felső határát lerögzítve pedig mintegy 28 százalékkal nőtt volna meg. Ugyanezen értékek 1996/97-ben 22, illetve 33 százalékosak, 1998/99-ban 24 és 25 százalékosak voltak, 1999/2000-ben pedig a családi pótlék kihagyása 19, illetve 16 százalékkal növelte volna a szegénységi rátát. Az elemzés logikáján nem változtatva ugyanilyen típusú számításokat végeztünk a családi pótlékon kívül a munkanélküliségre, a nyugdíjakra és a szociális segélyekre is. (24. táblázat)

24. táblázat: Az egyes támogatások szegénységcsökkentő hatása: az adott támogatás nélkül kialakuló szegénységi ráta aránya a támogatás esetén meglévő szegénységi rátához 1992–2000 (%)

Év	Családi pótlék	Munkanélküliség	Nyugdíj	Segély
Szegénységi küszöb: átlag fele				
1991/92	145	118	225	106
1992/93	136	124	322	109
1993/94	140	130	312	107
1994/95	145	109	221	104
1995/96	126	110	202	102
1996/97	122	105	247	105
1997/98	124	112	290	110
1998/99	124	107	282	107
1999/00	119	109	268	108
Szegénységi küszöb: medián fele				
1991/92	134	117	246	106
1992/93	155	138	424	111
1993/94	159	133	422	110
1994/95	164	120	297	106
1995/96	142	113	235	105
1996/97	133	108	299	110
1997/98	136	118	361	114
1998/99	121	107	328	107
1999/00	143	115	362	126
Szegénységi küszöb: alsó kvintilis				
1991/92	136	112	203	105
1992/93	130	114	247	104
1993/94	123	112	248	104
1994/95	135	110	217	105
1995/96	128	111	216	102
1996/97	117	106	231	104
1997/98	120	110	227	107
1998/99	125	107	222	105
1999/00	116	107	222	104

Forrás: Magyar Háztartás Panel (A), I–VI. hullám (1992–1997) és TÁRKI Háztartás Monitor 1998–2001. Szivós–Tóth [2000] alapján.

A szegénységi ráták jelentősen megnövekednek a családi pótlék és a nyugdíj „visszavonása” esetében. Részletesebb elemzések szerint családi pótlék nélkül differenciáltan, de általában jelentősen megnövekedett volna a különböző gyermekszámú háztartásokban élő személyek jövedelmi szegénységi kockázata is. A családi pótlék visszavonása elsősorban a kétgyermekesek szegénységi rátáit emelte volna meg relatíve a legnagyobb mértékben: az egy gyermekeseké kevésbé nőtt volna, a sokgyermekeseknek viszont családi pótlékkal együtt is nagyon magasak voltak a szegénységi rátáik. Ezekből a számításokból is leszűrhető az a

tanulság, hogy noha a családi pótlékban való részesedés incidenciája a jövedelemfüggővé tétel előtt inkább a középső jövedelmi csoportokat kedvezményezte, a családi pótlék értékvesztése erősebben érintette az alacsonyabb jövedelmi helyzetben levőket.

A vizsgált négy támogatási típus közül – korábbi vizsgálatok szerint – a munkanélküli-járadék és a szociális segélyek „visszavonása” járt volna a legkevésbé drámai hatással, ami az eloszlási tényezők mellett a két ellátás relatíve kisebb súlyából is adódik. A kilencvenes évek első harmadában – adataink szerint – a munkanélküli háztartásfővel rendelkező háztartások fele tehát olyan háztartásban élt, ahol a munkanélküli-járadék teljes kiiktatása sem járna együtt az abszolút küszöb alá való süllyedéssel. A segélyek „visszavonása” pedig gyakorlatilag sem akkor, sem a kilencvenes évek végén nem növelte volna meg jelentős mértékben a népesség egészének szegénységi kockázatát. Ez persze nem azt jelenti, hogy a segélyezés „megszüntetése” nem okozott volna súlyos problémát a legszegényebbek számára, éppen ellenkezőleg: a már egyébként is szegények helyzetét nyilván jelentősen rontotta volna, valamint a ma szegénynek nem mondható háztartások jövedelmi pozícióját is rontotta volna, de esetleg nem annyira, hogy a rögzített szegénységi küszöb alá kerüljenek. (Tóth [1994c])

Ha egyáltalán nem lett volna nyugdíj, a nyugdíjasok szegénységi kockázata több mint három és félszeresére emelkedett volna a medián felénél meghúzott szegénységi küszöb esetében. A nyugdíjak visszavonása ugyanakkor azoknak a háztartásoknak a szegénységi kockázatát is jelentősen megnövelte volna, amelyekben a háztartásfő nyugdíjkorhatár alatti, valamint azokét is, akik maguk ugyan nem nyugdíjasok, de olyan háztartásban élnek, ahol él nyugdíjas. Mindennek többrétegű magyarázata van. Egyfelől a korhatár feletti háztartásfőjű háztartások jövedelmi szerkezetében, mint korábbi vizsgálatok alapján láthattuk, 70 százalék fölött van a nyugdíjak részaránya. (Tóth [1996b]) Ez az arány még magasabb az egyedül élő nyugdíjasok és a nyugdíjas házaspárok esetében. Emiatt a nyugdíjak értékének csökkenése (ad absurdum, megszűnése) számukra azonnal az abszolút szegénységgel, az esetek többségében teljes jövedelemhiánnyal egyenlő. Másfelől ez nem valamennyi nyugdíjasra érvényes. Nyilvánvaló, hogy azoknak a nyugdíjasoknak a szegénységi kockázata kisebb, akiknek vagy saját piaci jövedelmeik vannak, vagy olyan háztartásokban élnek, ahol van legalább egy aktív kereső. Számukra a nyugdíjak értékének csökkenéséből fakadó „zuhanás” egy részét felfoghatják az efféle piaci jövedelmek.

7. FEJEZET: A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGET MEGHATÁROZÓ TÉNYEZŐK RELATÍV SÚLYA

A következő elemzésben azt vizsgálom meg, hogy az egyenlőtlenségek nagyságának változása miképpen alakult az egyes népességcsoportokon belül és azok között. A tárgyalás során mindegyik dimenzióban megvizsgálom a Theil(0) mutató (MLD) alakulását az egyes részhalmazokra vonatkozóan (ezeket a 25. táblázat tartalmazza), majd megnézem, hogy az egyes években a szóban forgó dimenziók mekkora mértékben befolyásolták az egyenlőtlenség mértékét (25. táblázat). Végül azt vizsgálom, hogy az egyenlőtlenségi mutatók alakulásának változásában mekkora szerepet játszottak az egyes csoportokon belüli, illetve az egyes csoportok közötti egyenlőtlenségek és az időközben esetleg lezajlott strukturális változások (27. táblázat).

7.1. Az egyenlőtlenség tényezőkre bontásának módszere

Az egyenlőtlenségek mértékének tényezőre bontásához nagyon kényelmes és intuitíve jól értelmezhető mérőszámot kapunk, ha az anonimitási, népességfüggetlenségi, transzfer, skálafüggetlenségi és tényezőkre bonthatósági axiómáknak egyaránt megfelelő (Cowell, 1995) általánosított entrópia (*Generalized Entropy, GE*) mérőszámok osztályából választunk mutatót. A $GE(\alpha) = (1/\alpha^2 - \alpha) [(1/n) \sum_{i=1}^n (y_i/\mu)^\alpha - 1]$ formula segítségével meghatározott GE osztályból az α paraméter értékeinek 0-ra állításával kapjuk az MLD (*mean logarithmic deviation*, átlagos logaritmikus eltérés) mutatót a következőképpen:

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

ahol n a mintában szereplő megfigyelési egységek száma, y_i az i -edik megfigyelési egység jövedelme, μ az összes y_i számtani átlaga, α pedig egy olyan paraméter, amit attól függően adunk, hogy milyen súlyt szánunk az eloszlás különböző szintjein levő megfigyelési egységek jóléti szintjének. A nagyon egyszerű MLD mutatót tehát lényegében úgy kapjuk, hogy az eloszlás egyedi értékeivel elosztjuk az átlagértéket, majd a kapott értékek logaritmusainak átlagát vesszük.

A következő elemzésben az MLD számos pozitív tulajdonságai közül azt használjuk ki, hogy additívan tényezőkre bontható (Shorrocks, 1980), tehát a vele bizonyos $D(y_i)$ eloszlásra mért egyenlőtlenségek nagysága előállítható a $D(y_i)$ által magában foglalt, egymást kölcsönösen

kizáró résznépességek egyenlőtlenségi értékeinek összegeként. A dekompozíciós eljárás ismertetéséhez vezessük be még a következő jelöléseket (Jenkins, 1995 alapján):

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

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

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

A kifejezés első része a „csoporton belüli” egyenlőtlenséget jelöli: ez az egyes résznépességeken belüli egyenlőtlenségek súlyozott átlaga. A kifejezés második része a „csoportok közötti” egyenlőtlenséget mutatja, ami nem más, mint az egyenlőtlenségnek az a mértéke, ami akkor állna fenn, ha a részhalmazok minden egyes tagjának a jövedelmét pontosan a csoport átlagával helyettesítenénk be. Mivel a csoportokon belüli és a csoportok közötti egyenlőtlenség összege pontosan megegyezik az összes egyenlőtlenség nagyságával, az egyes komponenseket százalékos formában is felírhatjuk (ezek az értékek a 26. táblázatban találhatóak). Az egyenlőtlenség dekompozíciója bármilyen népességbontásra felírható, ha az a teljes népességet szigorúan diszjunkt halmazokra bontja. A következő elemzésben a kérdezettek nemére, életkorára, lakhelyének településtípusára, valamint a kérdezettek háztartásfőinek életkorára, iskolázottságára, etnikai hovatartozására, illetve a háztartások munkaerő-piaci összetételére és gyermekszámára vonatkozó dekompozíciókat tekintjük át.

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

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

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

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

Azért, hogy a különböző dimenziók mentén megvalósított tényezőbontások könnyebben értelmezhetők legyenek, érdemes a változások *arányait* figyelembe venni, ezért a 27. táblázatban feltüntetjük az egyenlőtlenségváltozás mértékét a kiinduló időpontra vonatkozó érték százalékában tüntetjük fel ($\% \Delta \text{MLD} \equiv \Delta \text{MLD} / \text{MLD}_{(t)}$). A fenti tényezőkre bontás egyes komponensei közül az „A” komponens az egyenlőtlenség növekedésének „tisztá” hatását jelöli, a „B” és „C” komponensek az egyes részhalmazok népességarányaiban bekövetkezett strukturális hatásokat mutatnak, míg a „D” komponens méri az egyes csoportok relatív jövedelmeiben bekövetkezett változások hatását (Jenkins, 1995).

7.2. Az egyenlőtlenség dimenziói

Összességében az egyenlőtlenségek nagysága az 1987–2001 közötti periódusban az MLD értékével mérve mintegy 58 százalékponttal, 0,092-ről 0,145-re emelkedett. Ennek a növekedésnek a legnagyobb ugrása az 1987–1992 közötti periódusra tehető, amikor az MLD értéke 0,092-ről 0,121-re emelkedett, ami 29 pontos emelkedést (százalékosan mintegy 31 százalékot) jelentett (26. táblázat).

Az elemzés egyik rendkívül fontos tapasztalata, hogy a **nemek** közötti különbségek tekintetében semmilyen változás nem tapasztalhatunk a vizsgált időszakban. Összességében az időszak minden adatpontjában nagyobb a férfiak között a jövedelmek szóródása, mint a nők között. Mindkét nemen belül nőttek az egyenlőtlenségek. Nem változott viszont a nemek közötti relatív jövedelempozíció és nem változott a szóródás egymáshoz viszonyított aránya sem. Az egyenlőtlenségeket teljes mértékben a nemeken belüli egyenlőtlenségek magyarázzák, és nincs szerepe a nemek közötti különbségeknek, továbbá mindez időben sem változott 1987 és 2001 között (25. táblázat).

25. táblázat: Jövedelemegyenlőtlenség és relatív jövedelmi szint egyes társadalmi csoportokon belül, 1987-2001

	Az adott társadalmi csoporton belüli jövedelemegyenlőtlenség mértéke, $e=.73$ ekvivalens jövedelem személyi eloszlására számolva (MLD*1000)				Az adott társadalmi csoport átlagos ekvivalens jövedelmének aránya a népesség átlag százalékában ($\lambda_k=\mu_k/\mu$)			
	1987	1992	1996	2001	1987	1992	1996	2001
	92	121	143	145	100	100	100	100
Településtípus								
Falu	85	119	121	115	96	92	84	83
Város	90	93	130	120	100	96	98	97
Budapest	105	149	135	170	111	128	138	137
A háztartásfő neme								
Férfi	n.a.	118	145	149	n.a.	103	102	102
Nő	n.a.	119	131	113	n.a.	86	90	86
Személy neme								
Férfi kérdezett	90	122	150	153	103	102	101	103
Nő kérdezett	93	119	138	138	98	98	99	98
A háztartásfő kora								
-35	92	108	133	195	91	94	93	90
36-59	82	122	164	139	109	107	107	108
60+	92	113	82	89	85	88	89	88
A kérdezett kora								
-18	85	126	152	150	93	94	89	86
19-35	91	116	152	154	103	105	105	104
36-59	83	120	157	158	112	110	110	111
60+	88	101	79	85	84	88	93	90
A háztartásfő iskolázottsága								
Alapfokú	86	121	109	103	91	80	73	69
Szakmunkás	80	74	106	94	96	96	92	87
Középfokú	86	87	107	104	111	110	114	110
Felsőfokú	81	120	109	130	129	150	163	149
A háztartásfő foglalkoztatottsági státusa								
Egyedül foglalkoztatott	108	125	159	167	88	97	98	96
Foglalkoztatott, más foglalkoztatott is van	76	99	115	116	111	117	121	121
Inaktív	262	155	176	206	53	73	65	67
Nyugdíjas	76	89	97	76	75	75	82	79
Nyugdíjas, van foglalkoztatott is	59	73	83	87	105	103	104	95
Gyermekek száma a háztartásban								
0	102	123	129	138	105	104	112	109
1	79	107	144	137	105	103	100	98
2	76	103	129	122	95	101	96	90
3+	79	147	141	156	75	77	72	69
Etnikum								
Nem cigány	.	112	132	134	.	102	103	103
Cigány	.	191	132	128	.	62	46	45

Forrás: 1987: KSH jövedelem-felvétel, 1992, 1996: MHP (B), 2001: TÁRKI Háztartás Monitor.

Valamivel jelentősebb, de azért még mindig viszonylag kismértékű változásokat találhatunk a másik fontos demográfiai dimenzióban, az **életkori** metszetben. Az aggregált

egyenlőtlenségeken belül életkori csoportok közötti különbségek viszonylag kis magyarázattal szolgálnak: az egyes életkori csoportok közötti különbségek mintegy 2–6 százalékban határozták meg az MLD nagyságát a periódus során (26. táblázat). Keveset változott az egyes életkori csoportok relatív jövedelempozíciója is. Talán egyedül annyit tudunk megállapítani, hogy az időszak során folyamatosan csökkent a 18 éves és fiatalabb népesség jövedelme az átlaghoz képest (1987-ben az átlag 93 százalékával rendelkeztek szemben a 2001-es évben tapasztalt 86%-kal), miközben a 60 év felettiiek relatív pozíciója javult (az átlaghoz képest vett lemaradásuk 16 százalékról mintegy 10 százalékra csökkent). Látni kell azonban, hogy az egyes életkori csoportokon belül egymással ellentétes irányú változások zajlottak le. A 35 év alatti háztartásfők háztartásaiban 0,092-ről 0,195-re növekedett az MLD értéke. Ez azt jelenti, hogy 1987-ben a fiatalok háztartásai között még kisebbek voltak az egyenlőtlenségek, mint a népesség egészében, 2001-ben viszont már (helyenként jelentősen) nagyobbak lettek. Az időszerűak közötti egyenlőtlenségek 1987 és 1992 között nőttek, majd a kilencvenes évek hátralevő részében csökkentek. Hozzá kell tenni, az egyes időperiódusokban végig az életkori csoportokon belüli és nem az életkori csoportok közötti egyenlőtlenségek növekedéséből származott az MLD aggregált értékének növekedése (27. táblázat), tehát nemcsak az egyes életkori csoportok relatív jövedelmi helyzetének változása gyakorolt kis hatást a szóródásra, hanem a strukturális hatás is kicsi volt.

Az egyenlőtlenség nagyságára és annak változására egyaránt minden kétséget kizáróan az **iskolázottság** gyakorolta a legnagyobb hatást. Ezen belül az egyes iskolai szintek eltérő megtérülése és a szerkezeti változások egyaránt szerepet játszottak. 1987-ben az összes egyenlőtlenség 8 százalékát magyarázta a háztartásfő iskolázottsága, 2001-re ez az arány 27 százalékra emelkedett.¹⁰⁶ Az iskolázottság dimenziójában a csoportok közötti különbségek változásának magyarázatát tekintve azonban, úgy tűnik, nem teljesen egységes irányba futó trendek mutatkoztak a vizsgált időszakban. 1987 és 1996 között az egyes csoportok relatív jövedelmi pozíciójának változása jelentős mértékben járult hozzá az összes egyenlőtlenség változásához (például 1992 és 1996 között az MLD 19 százalékos emelkedéséből 12 volt köszönhető a relatív jövedelem változásnak). 1996 és 2001 között azonban a csoportok közötti és a csoportokon belüli egyenlőtlenség változása is csökkentette a teljes egyenlőtlenséget, a szerkezeti változások azonban növelték. Hozzá kell tenni, hogy az

¹⁰⁶ Az általunk mért adatok szerint 1992-ben a csoportok közötti egyenlőtlenség az iskolázottság dimenziójában 18 százalék volt. Bailey (1997) más ekvivalencia skálákkal ($e=0,5$) ugyan, de nagyon hasonló arányt talált. Ugyanebben az időszakban az ő eredményei szerint Szlovákiában 15 százalék, Csehországban 13 százalék, Lengyelországban 13 százalék volt a csoportok közötti egyenlőtlenség magyarázó ereje.

iskolázottság megtérülésének javulását három különböző tényező is okozhatta. Egyfelől volt egy szelekciós jellegű „tisztulási” folyamat a munkaerőpiacon, mivel a „munkahelyrombolás” jelentős mértékben érintette a relatíve túlfizetett, de alacsony képzettséget igénylő munkákat. Másfelől a munkaerőpiacon bennmaradók között felszabadulhatott az a szocializmusban mesterségesen fenntartott korlát, ami a szellemi típusú munkákat alulértékeltette, a fizikai munkákat pedig túlértékeltette. Végezetül, nagyon fontos lehetett az is, hogy a megjelenő/emelkedő új ágazatok magas képzettségű alkalmazottakat kerestek, amikor még belőlük, különösen néhány képességkombinációban igen alacsony volt a kínálat.

Az iskolázottsági és az életkori metszetet igazán együtt, a két dimenziót párhuzamosan érdemes vizsgálni. Ebben a tekintetben a 28. táblázat tapasztalatai eléggé drámaiak. 1987 és 2001 között az alapfokú iskolai végzettséggel rendelkező háztartásfők jövedelmi pozíciója romlott a legnagyobb mértékben, ezen belül is különösen a legfiatalabbak között. Eközben pontosan a 35 év alatti háztartásfők háztartásának tagjai között nőtt meg a jövedelmi egyenlőtlenség a legnagyobb mértékben. A szakmunkás végzettségűek jövedelmeinek az átlagostól vett eltérése szintén csökkent a kilencvenes években. Ebben a csoportban az életkor kevésbé differenciál. Ugyanakkor 2001-ben a 60 év feletti szakmunkás végzettségűek körében sokkal alacsonyabb az egyenlőtlenség mértéke, mint bármelyik másik csoportban, eltérően a 36–59 kohorsztól ahol ugyan a népesség egészéhez képest kisebb az egyenlőtlenség, de messze nem annyival, mint az idősebbek esetében. A legnagyobb jövedelmi differenciálódás a felsőfokú végzettségűek között zajlott le, életkori kohorsztól csaknem függetlenül. Ezeknek a csoportoknak az átlaghoz képest vett jövedelmei is jelentősen emelkedtek a periódus folyamán, eltérően az alacsonyabb végzettségűekétől.

26. táblázat: A teljes jövedelemegyenlőtlenség tényezőkre bontása különböző dimenziók szerint, 1987–2001

	MLD*1000	Csoporton belüli egyenlőt-lenség	Csoportok közötti egyenlőtlenség	Csoporton belüli egyenlőtlenség, % (teljes MLD=100)	Csoportok közötti egyenlőtlenség, % (teljes MLD=100)
Településtípus					
1987	92	90	1	98	2
1992	121	113	7	94	6
1996	143	128	16	89	11
2001	145	128	17	88	12
A háztartásfő neme					
1987	92
1992	121	118	3	98	2
1996	143	142	1	99	1
2001	145	143	2	99	1
A kérdezett neme					
1987	92	91	0	100	0
1992	121	120	0	100	0
1996	143	143	0	100	0
2001	145	145	0	100	0
A háztartásfő életkora					
1987	92	86	6	94	6
1992	121	117	3	97	3
1996	143	140	3	98	2
2001	145	140	4	97	3
A kérdezett kora					
1987	92	86	6	94	6
1992	121	117	4	97	3
1996	143	140	4	97	3
2001	145	139	6	96	4
A háztartásfő iskolázottsága					
1987	92	84	7	92	8
1992	121	99	21	82	18
1996	143	108	36	75	25
2001	145	106	39	73	27
A háztartás foglalkoztatottsága					
1987	92	81	11	88	12
1992	121	104	18	85	15
1996	143	124	20	86	14
2001	145	124	21	86	14
Gyermekek száma					
1987	92	92	4	95	5
1992	121	121	4	97	3
1996	143	143	10	94	6
2001	145	145	8	95	5
Etnikum					
1987
1992	121	121	5	96	4
1996	143	143	11	93	7
2001	145	145	11	93	7

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

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

Azonos iskolázottsági szinteken belül a változások eltérően érintették az egyes életkori kohorszokat. Az alapfokú végzettségűek közül leginkább a fiatalok helyzete romlott, a felsőfokú végzettségűek között viszont éppen a fiatalok helyzete javult a leginkább.

Mindez azzal járt, hogy az alacsonyabb végzettségűek között meredekebb lett az életkor–jövedelem profil (a periódus végén két alapfokú végzettségű háztartásfő között nagyobb a különbség az idősebb javára, mint volt a periódus elején). A felsőfokú végzettségűek között pedig éppenhogy fordított a helyzet. Miközben 1987-ben egy 35 év alatti felsőfokú végzettségű háztartásfő háztartásának jövedelme 7 százalékkal, egy 60 év feletti háztartásfő háztartásának jövedelme 22 százalékkal volt az átlag felett 2001-re mindkét kategória növelte ugyan relatív jövedelmi helyzetét, de az életkor–jövedelem profil nemcsak hogy laposabb lett, de éppenséggel megfordult. 2001-ben a 35 év alatti háztartásfők háztartásaiban élők jövedelmei 52 százalékkal, a 60 év fölöttiek jövedelmei pedig 45 százalékkal haladják meg az átlagot.

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

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

27. táblázat: Az egyenlőtlenség változásának tényezőkre bontása: 1987–2001

	Az egyenlőtlenség változása a periódus eleje és vége között Δ MLD *1000	Az egyenlőtlen-ségi mutató változása százalékos formában Δ MLD	„A” komponens: az egyenlőtlen-ségek változásának hatása	„B” és „C” komponensek: strukturális változás hatása	„D” komponens: az egyes csoportok relatív jövedelem-változása
Településtípus					
1987–2001	53	58	40	0	17
1987–1992	29	31	26	-1	7
1992–1996	23	19	12	1	7
1996–2001	2	1	0	0	1
A háztartásfő neme					
1987–2001	53	58	.	.	.
1987–1992	29	31	.	.	.
1992–1996	23	19	20	0	-1
1996–2001	2	1	0	0	1
Személy neme					
1987–2001	53	58	58	0	0
1987–1992	29	31	31	0	0
1992–1996	23	19	19	0	0
1996–2001	2	1	1	0	0
A háztartásfő kora					
1987–2001	53	58	60	-1	-1
1987–1992	29	31	34	0	-3
1992–1996	23	19	19	0	0
1996–2001	2	1	1	0	1
Személy kora					
1987–2001	53	58	59	-1	0
1987–1992	29	31	33	0	-2
1992–1996	23	19	18	1	0
1996–2001	2	1	1	-1	1
A háztartásfő iskolázottsága					
1987–2001	53	58	24	-1	32
1987–1992	29	31	20	-5	16
1992–1996	23	19	8	-1	13
1996–2001	2	1	-2	5	-2
A háztartásfő iskolázottsága és életkora					
1987–2001	53	58	28	-1	27
1987–1992	29	31	24	-5	11
1992–1996	23	19	7	-1	12
1996–2001	2	1	-2	5	-2
A háztartásfő foglalkoztatottsága					
1987–2001	53	58	33	27	-1
1987–1992	29	31	15	21	-1
1992–1996	23	19	15	2	1
1996–2001	2	1	1	0	0

27. táblázat folytatása

	Az egyenlőtlenség változása a periódus eleje és vége között $\Delta\text{MLD} * 1000$	Az egyenlőtlenségi mutató változása százalékos formában $\Delta\%\text{MLD}$	„A” komponens: az egyenlőtlenségek változásának hatása	„B” és „C” komponensek: strukturális változás hatása	„D” komponens: az egyes csoportok relatív jövedelem-változása
Gyermekek száma					
1987–2001	53	58	51	3	4
1987–1992	29	31	31	2	–2
1992–1996	23	19	14	1	4
1996–2001	2	1	2	–2	1
Etnikum					
1987–2001
1987–1992
1992–1996	23	19	14	0	5
1996–2001	2	1	1	0	1

A gazdasági rendszerváltás társadalmi szempontból legmaradandóbb és az életkörülményeket leginkább meghatározó tendenciája a munkaerőpiacnak a gazdaság strukturális átalakulása miatt bekövetkező átrendeződése volt. Ennek messzemenő következményeivel a tanulmány több helyen foglalkozott. Most a dekompozíciós elemzésben (a háztartásfő foglalkoztatottságát, illetve a háztartásban levő foglalkoztatottak számát magában foglaló változó segítségével) **a háztartások munkaerő-piaci jellemzőit** vizsgálva is megmutatkozik a munkaerő-piaci átrendeződés egyenlőtlenségekre gyakorolt hatása.

Relatív jövedelmi pozícióikat tekintve azok a háztartások vannak a legjobb helyzetben, amelyekben a háztartásfőn kívül van más foglalkoztatott is. Az ilyen háztartások 1987-ben az átlagnál mintegy 11 százalékkal rendelkeztek magasabb egy fogyasztási egységre jutó jövedelemmel, 2001-ben pedig már 21 százalékkal. Ez azért tekinthető jelentős emelkedésnek, mert lényegében ez az a csoport, amelyik átlag feletti a jövedelmi szinttel rendelkezik a periódus végén. A legalacsonyabb a jövedelmi szintje azoknak a háztartásoknak, ahol a háztartásfő inaktív. A jövedelmi szint nyilvánvalóan függ attól, hogy a háztartásban van-e valaki, aki foglalkoztatott, még akkor is, ha a háztartásfő maga nem az. Az egyes csoportok belső egyenlőtlenségeit tekintve az inaktívak a leginkább heterogén (egyenlőtlen) csoport. (25. táblázat)

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

A háztartásfő befejezett iskolai végzettsége					
A háztartásfő életkora	Alapfokú	Szaktanulmányok végző	Középfokú	Felsőfokú	Együtt
MLD*1000, 1997					
35 év alatt	79	88	88	75	92
36–59 év	77	72	77	74	82
60 év és fölött	76	42	106	84	92
Összesen	86	80	86	81	
MLD*1000, 2001					
35 év alatt	174	80	137	176	194,9
36–59 év	104	110	93	117	139,2
60 év és fölött	52	38	76	156	88,6
Összesen	103	94	104	130	
A 2001. évi MLD érték az 1987. évi MLD érték százalékában					
35 év alatt	219	90	156	236	212
36–59 év	135	153	121	158	170
60 év és fölött	68	91	72	185	97
Összesen	119	118	121	162	
Az egyes csoportokba tartozók jövedelmeinek átlaga a népesség átlagának százalékában, 1987-ben ($\lambda_k = \mu_k / \mu$)					
35 év alatt	74	92	99	107	91
36–59 év	102	99	117	137	109
60 év és fölött	78	101	108	122	85
Összesen	91	96	111	129	
Az egyes csoportokba tartozók jövedelmeinek átlaga a népesség átlagának százalékában, 2001-ben ($\lambda_k = \mu_k / \mu$)					
35 év alatt	52	78	99	152	90
36–59 év	74	90	114	149	108
60 év és fölött	73	85	111	145	88
Összesen	69	87	110	149	
Az adott csoportba tartozók átlagjövedelmeinek növekedése: a 2001. évi érték az 1987-es érték százalékában					
35 év alatt	70	85	100	143	99
36–59 év	72	90	98	109	99
60 év és fölött	94	84	102	119	103
Összesen	76	90	99	116	

1987 és 2001 között az összes aggregált egyenlőtlenséggel nagyjából összhangban emelkedett minden háztartás-munkaerő-piaci csoport belső egyenlőtlensége, leszámítva a nyugdíjas háztartásfők háztartásait. Esetükben az időszak egészét tekintve lényegében egyáltalán nem változott a jövedelmek belső szórása: az 1987 és 1996 közötti növekedés után lényegében 2001-ben is ugyanakkorára csökkent a nyugdíjas háztartások jövedelmeinek belső egyenlőtlensége, mint az volt 1987-ben. Mindezek alapján nem csodálkozhatunk azon, hogy a

csoporton belüli egyenlőtlenség és a csoportok közötti egyenlőtlenség aránya lényegében nem változott a vizsgált időszakban.

A háztartások között a munkaerőpiac dimenziójában alapvetően strukturális átalakulások voltak felelősek a jövedelemegyenlőtlenség növekedésért, ezek is a legjelentősebbek 1987 és 1992 között voltak. Ekkor a legalább két foglalkoztatottal rendelkező háztartásokban élők aránya 56 százalékról 46 százalékra csökkent, miközben lényegében nulláról 8 százalékra emelkedett azoknak a személyeknek az aránya, akik inaktív háztartásfőjű háztartásokban élnek. 1992 után az egyes háztartás-foglalkozási csoportokon belüli szórás növekedése volt a meghatározó, leszámítva a nyugdíjas háztartásokat már említett esetét.

A **települési olló** látványosan kinyílt a szóban forgó időszakban. Miközben 1987-ben az összes egyenlőtlenségen belül csak mintegy 2 százalékot magyarázott a települési hierarchiában való elhelyezkedés, 2001-ben ez az arány már 12 százalék volt. Minden településtípuson belül növekedett az egyenlőtlenség mértéke és növekedett a településtípusok közötti különbség is. A folyamat jellemző volt az 1987–1992 periódusban is, de utána még erősödött. Ezt mutatja például az is, hogy 1987–1992 között az MLD-index 31 százalékos növekedéséből 7 százalékot magyarázott az egyes települések közötti különbség változása, addig 1992 és 1996 között a 19 százalékos növekedésből szintén 7 százalék volt az egyes településtípusokon lakók relatív jövedelempozíció változásának köszönhető (27. táblázat). Nagyon fontos azonban kiemelni, hogy az alapvető változások a Budapest–vidék relációt érintették. Az ország fővárosa növekvő mértékben kezdett el felzárkózni az európai nagyvárosokhoz, mint amennyire az ország többi része az európai országokhoz. 2001-ben a budapestiek jövedelmei mintegy 37 százalékkal haladják meg az országos átlagot, miközben a falusiak jövedelmei 17 százalékkal elmaradnak attól. Mindezt persze azzal együtt kell értelmezni, hogy Budapesten belül az egyenlőtlenség nagysága (MLD: 0,170) is lényegesen meghaladja a falusiak között tapasztalható értéket (MLD: 0,115).

A **gyermekes háztartások** közül minél nagyobb gyermekszámú háztartásról van szó, annál nagyobb volt a relatív jövedelmi pozíció romlása. A gyermektelen háztartások tagjainak ekvivalens jövedelme 1987-ben mintegy 5 százalékkal haladta meg az átlagot, 2001-ben pedig 9 százalékkal, miközben a három- és többgyermekes háztartásokban élők jövedelme az átlag 75 százalékaról 65-re csökkent ugyanebben az időszakban. Mindez úgy következett be, hogy az egyes csoportokon belüli egyenlőtlenség is differenciáltan nőtt. A gyermektelenekre vonatkozó MLD-index értéke mintegy 36 százalékkal, 0,102-ről 0,138-ra növekedett, miközben a három- és többgyermekes háztartásokban élők MLD mutatója csaknem

kétszeresére emelkedett, 0,079-ről 0,156-ra. Részben pontosan ennek a következménye az, hogy a csoportok közötti egyenlőtlenségek magyarázó ereje alig változott valamit a vizsgált periódusban. A különböző gyermekszámú csoportok közötti eltérések az összes egyenlőtlenségnek mintegy 5 százalékát magyarázták 1987-ben és 2001-ben is. Értelemszerűen az egyes részperiódusok közötti változást tekintve is alapvetően a csoportokon belüli egyenlőtlenségek változása volt a meghatározó, bár néhány százalékos változást a strukturális változások (1996 és 2001 között kissé az egyenlőtlenségeket inkább csökkentve), illetve a relatív jövedelmi változások is szerepet játszottak (az összes egyenlőtlenség-növekedésen belül dinamikusan növekvő részaránnyal).

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

7.3. Az átalakulás szakaszai

A dekompozíciós elemzés tapasztalatait összefoglalva a következőket állapíthatjuk meg:

1987-ben a **jövedelmek aggregált egyenlőtlenségére** a legnagyobb hatást a háztartások foglalkoztatottsági összetétele gyakorolta. Viszonylag jelentősebb volt még a háztartásfő iskolázottsága szerint képzett csoportok közötti egyenlőtlenség magyarázó ereje. 2001-ben a foglalkoztatottsági csoportok, az iskolázottsági csoportok és a településtípusok közötti egyenlőtlenségnek is nagyobb a magyarázó ereje, mint volt 1987-ben. Hangsúlyozni kell: ez nem azt az egyébként triviális dolgot jelenti, hogy miközben nőttek az egyenlőtlenségek úgy általában, közben nőttek az egyes társadalmi csoportok között is. Ez azt jelenti, hogy az összes egyenlőtlenség magyarázatát nagyobb mértékben produkálják az említett változók 2001-ben, mint 1987-ben. (29. táblázat)

A teljes periódus során a legnagyobb **strukturális átrendeződés** a háztartási-foglalkoztatottsági kategóriák között zajlott le. Az MLD-index 1987 és 2001 közötti

változását csaknem felerészben magyarázza a foglalkoztatás ekképpen értelmezett polarizációjából fakadó strukturális hatás.

A **társadalmi csoportok közötti** polarizáció leginkább az iskolázottság dimenziójában jellemző. Így vizsgálva az MLD értékének 1987 és 2001 közötti növekedését 55 százalékban határozta meg az iskolázottsági szintek közötti jövedelmi különbség növekedése. Ebben a tekintetben jelentős (mintegy 30 százalékos) a magyarázó ereje a településtípusok közötti átlagos jövedelemkülönbség növekedésének is.

Az aggregált egyenlőtlenségek **a transzformációs átalakulás első szakaszában** (1987 és 1992 között) szélesedtek a leginkább. Ekkor az MLD értéke mintegy 30 százalékkal növekedett. Ebben az időszakban a legjelentősebb változás a háztartások foglalkozási-munkaerő-piaci polarizációja volt: csökkent a foglalkoztatottak száma a háztartásokban, ezáltal csökkent a foglalkoztatott háztartásfőjű háztartásokban élők aránya, és méginkább csökkent azoknak az aránya, akik legalább két foglalkoztatottal rendelkező háztartásban éltek. A háztartások iskolázottsági különbsége szerint nőttek a háztartások közötti jövedelemkülönbségek, az iskolázottsági szerkezet átrendeződésének (ami esetünkben inkább a háztartásfők között megvalósult szelekciót jelentette és nem az iskolarendszer kibocsátásának megváltozását) ebben az időszakban inkább egyenlőtlenségeket csökkentő hatása volt.¹⁰⁷

Az átalakulás második szakaszában (1992 és 1996 között) az egyenlőtlenségek továbbra is jelentős növekedését leginkább az iskolázottsági szintek közötti egyenlőtlenségek növekedése magyarázta. Emellett a gyermekszám, az etnikum és a településtípus dimenziójában is viszonylag nagy hatást gyakorolt az egyenlőtlenségek növekedésére a csoportok közötti egyenlőtlenség növekedése. Nem lehet azonban kizárni azt, hogy valamekkora mértékben a szóban forgó népességi részhalmazok iskolázottsági összetétele is meghatározó volt. Ebben az időszakban minden társadalmi kategóriában növekedett az egyenlőtlenség, a 60 év fölötti háztartásokat és a cigány háztartásokat kivéve, ahol egyaránt csökkent a belső egyenlőtlenség, ezek azonban csak kismértékben hatottak a

¹⁰⁷ Ebben az időszakban Kattuman és Redmond [1997] a KSH Családi Költségvetés vizsgálata alapján hasonló jellemzőket talált, bár az eredmények az eltérő specifikációk miatt nehezen vethetők össze. Szerintük mindenesetre a 1987 és 1993 között az iskolai végzettség változása inkább csökkentette az egyenlőtlenségeket. A munkaerő-piaci státust tekintve szerintük a háztartásokon belüli eltartottsági hányad változása nagyobb hatást gyakorolt, mint magának a háztartásfőnek a munkaerő-piaci pozíció-változása.

teljes egyenlőtlenségre, és mivel mindkét csoport átlagjövedelmei csökkentek, nem is feltétlenül jártak az összes jövedelemegyenlőtlenségre csökkentő hatással.

Az átalakulás harmadik szakaszában (a kilencvenes évek második felében) minimális mértékben emelkedett az MLD mutató értéke. Tekintettel arra, hogy a növekedés a hibahatáron belül volt, ebben a periódusban helyesebb a jövedelemegyenlőtlenség stagnálásáról beszélni. Ez azonban nem jelenti azt, hogy nem történtek változások az egyenlőtlenség szerkezetében, csak ezek valószínűleg összességében kioltották egymást. Növelte a teljes egyenlőtlenség mértékét, hogy a jövedelmek átlaga és egyenlőtlensége egyaránt emelkedett azokban a háztartásokban, amelyek budapestiek, amelyekben (már vagy még) nincs eltartott gyermek, ahol a háztartásfő 35 év alatti, vagy amelyekben a háztartásfőnek felsőfokú végzettsége van. Csökkentő hatása volt annak, hogy kisebb lett az egyenlőtlenség azon a háztartások között, amelyek városiak, ahol nyugdíjas a háztartásfő és nincs más kereső a családban, valamint ott, ahol a háztartásfő szakmunkás végzettséggel rendelkezik, illetve ahol a háztartásfő 36–59 év közötti.

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

	Az egyenlőtlenség csoportok közötti része, 1987	Az egyenlőtlenség csoportok közötti része, 2001	„A” komponens: az egyenlőtlenségek változásának hatása	„B” és „C” komponensek: strukturális változás hatása	„D” komponens: az egyes csoportok relatív jövedelemváltozása
Az egyenlőtlenség változásának százalékában ($\Delta\%MLD=100$)					
A háztartásfő kora	6	3	104	-2	-2
A háztartásfő iskolázottsága	8	27	41	-2	55
A háztartás foglalkoztatottsága	12	14	56	46	-2
Gyermekek száma	5	5	88	5	7
Településtípus	2	12	69	1	30

8. FEJEZET: AZ EGYES TÁRSADALMI-DEMOGRÁFIAI CSOPORTOK ELHELYEZKEDÉSE A JÖVEDELEMELOSZLÁSBAN

A jövedelemeloszlás változása eltérő mértékben érintette az egyes társadalmi-demográfiai csoportok relatív jövedelmi pozícióit. A tanulmánynak ez a fejezete előbb a társadalmi csoportok relatív elhelyezkedését vizsgálja, majd az egyes háttérdimenziók szerepét a jövedelemeloszlás meghatározódásában.

8.1. Az egyes jövedelmi csoportok társadalmi összetétele

A jövedelemeloszlás és a társadalmi-demográfiai változók közötti összefüggés vizsgálatát az egy fogyasztási egységre jutó háztartási jövedelem alapján definiált személyi decilisek összetételének vizsgálatával kezdjük.

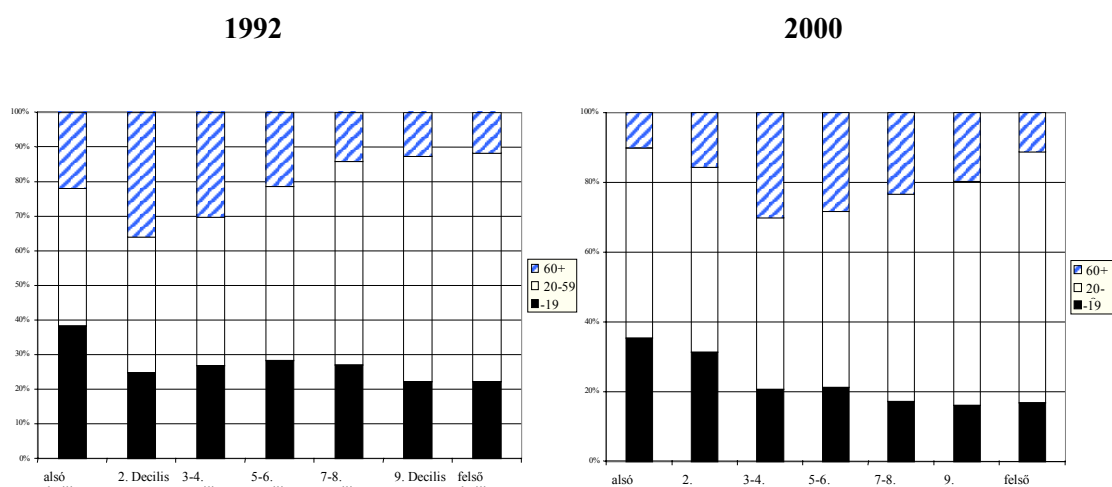
A **demográfiai változók** közül a **nem** szerepe első látásra egyáltalán nem mutatkozik meg. Az egyes decilisek nemek szerinti összetétele statisztikailag szignifikáns mértékben egyáltalán nem tér el a teljes népesség nemi összetételétől. 2000-ben valamennyi decilisben 47–49 százalék a férfiak és 51–53 százalék a nők aránya. Mi több, ezek a számok szinte hajszálpontosan megegyeznek az összes vizsgált évben. Ott azonban, ahol a nemi hovatartozás a háztartáson belül elfoglalt gazdasági pozícióval is összefügg, kicsit más a helyzet. Az évtized végére valamelyest csökkent (20%-ról 17%-ra) azoknak a személyeknek az aránya, akik női háztartásfő által jellemzett háztartásokban élnek. Amíg azonban 1992-ben az alsó két decilisben az átlagnál lényegesen magasabb (34–36%) volt a női háztartásfőjű háztartásokban élők aránya, addig ez a túlreprezentáltság 2000-re lényegében megszűnt. Ez azt jelenti, hogy az évtized végi adatok szerint gyakorlatilag nem tér el egymástól az egyes decilisek összetétele aszerint, hogy férfi vagy nő a háztartásfőjük.

30. táblázat: Az egyes jövedelmi decilisekbe tartozó személyek életkori összetétele 1992-ben és 2000-ben (%)

	1992			2000		
	-19 éves	20-59 éves	60+ éves	-19 éves	20-59 éves	60+ éves
Alsó decilis	38	40	22	35	55	10
2. decilis	25	39	36	31	53	16
3-4. decilis	27	43	30	21	49	30
5-6. decilis	28	50	21	21	50	28
7-8. decilis	27	59	14	17	59	23
9. decilis	22	65	13	16	64	20
Felső decilis	22	66	12	17	72	11
Összesen	27	51	21	22	56	22

Összességében valamelyest csökkent a húsz év alattiak népességben belüli aránya a kilencvenes évek során. (30. táblázat) Erősen csökkent a fiatalok aránya a felső decilisekben (például a felső két decilist 1992-ben jellemző 22%-ról 16–17%-ra), miközben az alsó két decilisben vagy nem csökkent jelentősen, vagy éppenséggel nőtt a 20 év alattiak számaránya. Ez megmutatkozott a különböző **életkori csoportokba** tartozók jövedelmi decilisek közötti megoszlásának változásában is.

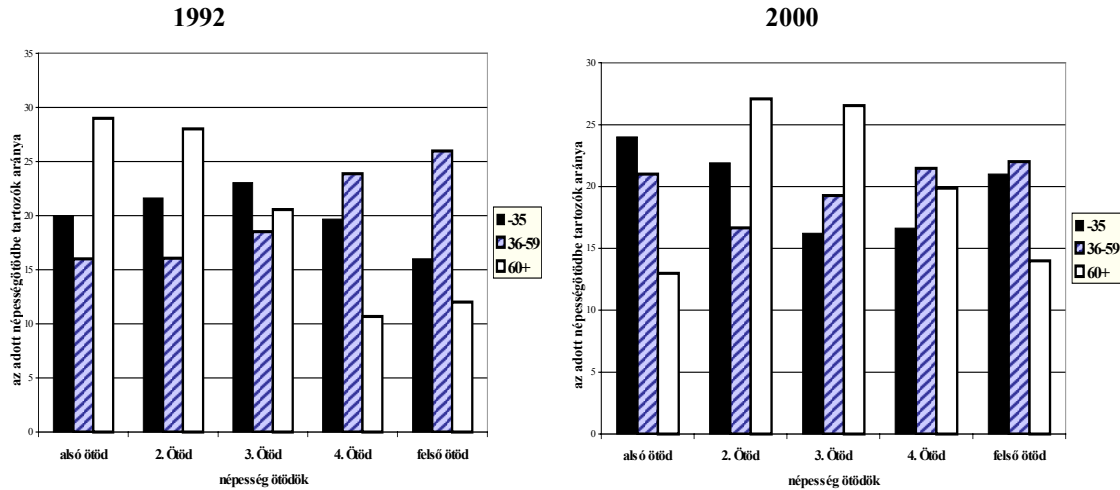
39. ábra: Az egyes jövedelmi decilisekbe tartozó személyek életkori összetétele (%)



A 39. ábra szemléletesen mutatja, hogy időseknek az alsóbb jövedelmi csoportokban tapasztalt relatíve magasabb aránya 1992 és 2000 között hogyan tolódott a középső jövedelmi csoportok felé. Ugyanekkor a 20 év alattiak aránya a korábbi kevésbé egyértelműen meghatározható minta helyett egyre markánsabb negatív összefüggést kezdett mutatni a jövedelmi helyzettel. Ehhez hasonló mintát mutat, ha az egyes decilisekbe tartozó személyek összetételét a háztartásfő életkora szerint vizsgáljuk. A 60 év fölötti háztartásfőjű

háztartásokban élők relatív felülreprezentáltsága 2000-ben inkább a középső jövedelmi ötödöket jellemzi, legalábbis jobban, mint 1992-ben. (40. ábra)

40. ábra: A különböző életkorú háztartásfők háztartásaiban élők megoszlása az egyes jövedelmi ötödök között (%)



Összességében hangsúlyozni kell, hogy a jövedelemeloszlás alsó szélén, a szegénység meghatározói között különösen erősek a demográfiai tényezők. A szegénységgel kapcsolatos vizsgálatok (különösen például Andorka–Spéder [1996], Spéder [2000c], Szivós–Tóth [2000], Galasi [1998b], Galasi–Nagy [2000], Spéder–Monostori [2001], KSH [2001a], mind azt mutatják, hogy a családi életciklus eseményeinek nagyon fontos jelentősége van a szegénységi kockázatok alakulásában. A szegénységi ráták magasabbak a legalább három gyermeket nevelő háztartásokban, vagy akkor, ha a háztartásfő 40 évesnél fiatalabb, vagy ha gyermekét egyedül nevelő szülőről van szó. A 40 és 60 év közötti életkor esetén kisebbek a különböző háztartási típusok közötti különbségek, viszont ebben az esetben is nagyobb valószínűséggel tartoznak a szegények közé az egyszülős és a legalább három gyermeket nevelő családok. Végül az idős (több mint 60 éves) háztartásfővel rendelkező háztartásoknak sokkal nagyobb esélyük van az elszegényedésre, ha az idős egyén egyedül él.

31. táblázat: Az életkori csoportokba tartozó személyek megoszlása az ekvivalens jövedelmi ötödökben (%)

	1992			2000			Összesen
	-19 éves	20–59 éves	60+ éves	-19 éves	20–59 éves	60+ éves	
Alsó ötöd	23	16	27	30	19	12	20
2. ötöd	20	17	28	19	18	27	20
3. ötöd	21	20	20	19	18	26	20
4. ötöd	20	23	13	16	21	21	20
Felső ötöd	17	26	11	16	24	14	20
Összesen	100	100	100	100	100	100	100

A 32. táblázat egy korábbi vizsgálatunkra építve (lásd például Förster–Tóth [1997] a háztartások életciklusa mentén foglalja össze a szegénység által leginkább veszélyeztetett csoportokat Magyarországon. Világosan látszik a szegénység életciklus meghatározottsága is, amely egy egyszerű csoportosítás segítségével könnyen bemutatható.

32. táblázat: A szegénységet befolyásoló életciklus tényezők

	FIATAL	KÖZÉPKORÚ	ÖREG
VESZÉLYEZTETETT CSOPORTOK	egyszülős háztartások, fiatal házaspárok egy gyerekkel	elvált családok, családok 3 vagy több gyerekkel	egyedülállók
KEVÉSBÉ VESZÉLYEZTETETT CSOPORTOK	egyedülállók, gyerek nélküli házaspárok	Házaspárok 2 vagy annál kevesebb gyerekkel, kereső családfő	házaspárok

A kilencvenes évtizedben egyébként jól nyomon követhető generációs eltolódás zajlott le a jövedelemeloszlásban. Ha a szegénységet az alsó jövedelmi ötödbe tartozásként definiáljuk, akkor azt mondhatjuk, hogy a fiatal korúak (20 év alattiak) szegénységi rátája az 1992-es átlag feletti, 23 százalékról 30 százalékra növekedett. Eközben a 60 év fölöttiek 1992-ben még jóval átlag fölötti szegénységi rátája 27 százalékról 12 százalékra csökkent. A szóban forgó átrendeződés döntően az alsó és a középső jövedelmi ötödök között zajlott le. Szivós és Tóth [2000] egy részletesebb életkori megoszlás vizsgálat alapján azt találták, hogy, mint a kilencvenes évtizedben mindig, 1999/2000-ben is a gyermekek magas szegénységkockázata volt szembeűnő, de ezek a ráták valamivel alacsonyabbak voltak, mint korábban. Ezen belül is a 0–2 évesek szegénységi kockázata csökkent a legutolsó évben (igaz, egy korábbi jelentős emelkedést követően) jelentősen, aminek eredményeként 2000-ben a korábbiaktól eltérően 20 éves korig közel azonos szegénységi kockázatot tapasztalhatunk a fiatal generációk körében.

Ez az egységesen magas szegénységi kockázat mintegy kétszerese az átlagosnak, az egy főre jutó jövedelmek mediánjának felét használva szegénységi küszöbnek.

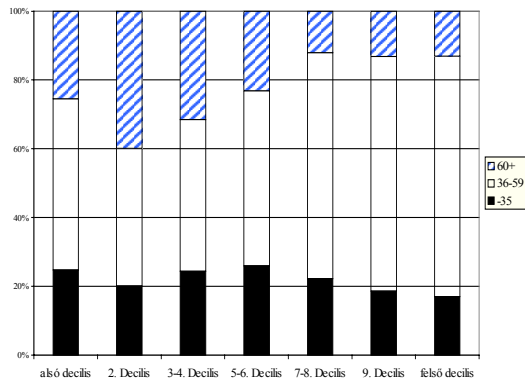
Az idősök szegénységi kockázata általában az utóbbi évben nem változott és kevesebb, mint az átlag fele. Nem szabad ugyanakkor leegyszerűsítetten kezelni ezt az átlagértéket (sem). Az idősök társadalma ugyanis (majdnem) ugyanannyira heterogén, mint a társadalom többségéé, ezért inkább talán csak azt mondhatjuk, hogy az idősök bizonyos csoportjai a szegények közé tartoznak, mások viszont nem, és az idősök között ez utóbbiak aránya jelentősen meghaladja azt, amit a fiatalabb generációk vizsgálatoknál kaptunk. Galasi [1995a] hasonló generációs eltolódásokat regisztrált már az 1987–94-es időszakban: az iskolaköteles korúak és fiatalabbak, valamint a nem tanuló eltartottak növekvő arányban kerültek a legalsó jövedelmi tizedekbe. A szerző is megállapítja, hogy a nyugdíjak megoszlása nem jól jelzi előre, hogy adott háztartás mekkora eséllyel lesz alacsony jövedelmű. Később Medgyesi, Sági és Szivós [1998], Medgyesi, Szivós és Tóth [2000], és Spéder [2000b] egyaránt a nyugdíjak középső decilisekbe tömörülését mutatják ki. A legrészletesebben Spéder [2000b] vizsgálja az eltolódások okait: szerinte a megfigyelt jelenséget a nyugdíjak értékének relatív stabilitása, a nyugdíjasok viszonylagos „fiatalodása”, a munkaerő-piaci változásoknak a nyugdíjasokra gyakorolt relatíve kisebb hatása, valamint a családi támogatások értékvesztése áll a háttérben. Ez egyébként csak látszólag mond ellent annak, hogy a nyugdíjasok abszolút jövedelmi helyzete nyilvánvalóan romlott az átmenet bizonyos időszakaiban.¹⁰⁸

Ehhez nagyon hasonló trendet illusztrál szemléletesen a 41. ábra, amelyiken a különböző életkorú háztartásfők családjaiban élők jövedelmi ötödök szerinti megoszlása látható. 1992-ben a 35 év alatti háztartásfők háztartásaiban élők a középső ötödben helyezkedtek el a legnagyobb arányban és a korcsoport a különböző ötödök között egy fordított U alakú eloszlási mintát mutatott. Ez 2000-re gyökeresen megváltozott, hiszen az U alakja megfordult. 2000-ben a fiatal háztartásfők családjaiban élők aránya már pontosan a középső ötödben a legalacsonyabbak. Ezzel párhuzamosan a 60 év fölötti háztartásfővel rendelkező háztartásokban élők jövedelmi ötödök szerinti eloszlása a középső ötödök felé tolódott el.

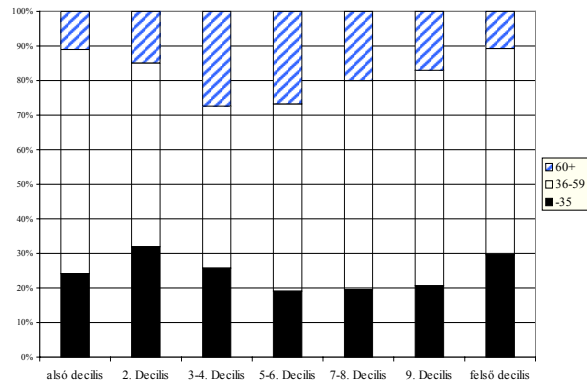
41. ábra: Az egyes jövedelmi decilisekbe tartozó személyek összetétele a háztartásfő életkora szerint (%)

¹⁰⁸ Hancock és Pudney [1997] például erre helyezi a hangsúlyt az 1987–91 időszakra vonatkozó elemzésében. Spéder [2000d] emellett hogy regisztrálja az inaktív heterogenitását, megkísérli megtalálni a nyugdíjasok társadalmának strukturáló tényezőit is. Eredményei szerint a nyugdíjas társadalmat a demográfiai együttélési minták, a nyugdíjazás előtti foglalkozási pozíció, valamint a lakhely településtípusa differenciálják, míg a nyugdíjrendszer indexálási szabályai homogenizálják.

1992



2000



A szóban forgó időszakban viszonylag jelentősen (mintegy 20%-kal) nőtt a gyermektelen háztartásokban élők aránya, elsősorban a két- és többgyermekes háztartásokban élők arányának rovására. A gyermektelen háztartásokban élők növekménye elsősorban a középső és felső decilisekben jelentkezett, miközben a gyermekes háztartásokban élők aránya inkább a két alsó decilisben növekedett meg.

A gyermektelen háztartásokban élők szegénységi rátái csökkentek, a gyermekes háztartások szegénységi rátái viszont minden kategóriában nőttek. A növekmény a legnagyobb mértékű az egy- és a kétgyermekes háztartásokban volt, amiben nyilván az is szerepet játszik, hogy a három- és négygyermekesek között már 1992-ben is magas volt a legalsó jövedelmi ötödbe tartozók aránya. (33. táblázat)

33. táblázat: Különböző gyermeklétszámú háztartásokban élő személyek megoszlása az egyes ekvivalens jövedelmi ötödekben (%)

	Gyerekszám										Összesen
	1992					2000					
	0	1	2	3	4+	0	1	2	3	4+	
Alsó ötöd	19	16	16	30	62	12	22	26	45	68	20
2. ötöd	21	19	18	24	14	22	18	18	25	10	20
3. ötöd	18	20	25	19	6	21	16	23	18	15	20
4. ötöd	18	22	23	19	8	23	22	17	8	0	20
Felső ötöd	23	22	18	7	10	23	22	16	3	7	20
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Szivós és Tóth [2000] szerint az egy főre jutó jövedelmek alapján legalacsonyabb a szegénység-kockázat az olyan háztartásoknál, ahol nem él gyermek, ennek több mint a duplája és kissé átlag feletti az egygyermekesek körében. A kétgyermekesek kockázata átlag feletti, a három- és többgyermekeseké több mint háromszorosa az átlagnak. Ha ugyanezt a

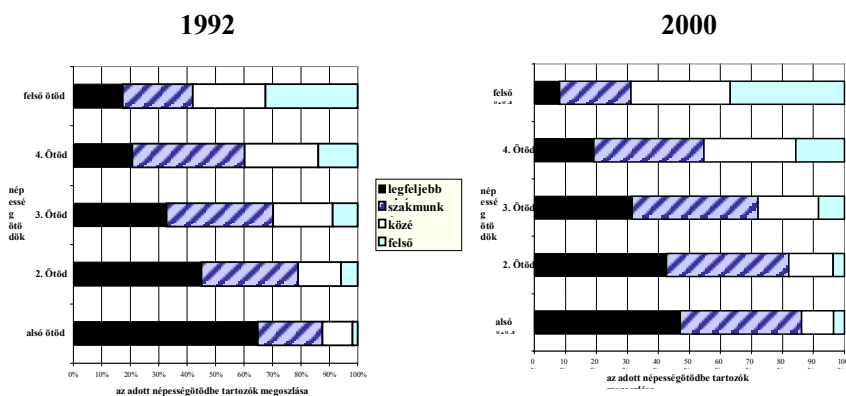
vizsgálatot elvégezzük háztartástípusok szerint, akkor két magas kockázati csoportot tudunk elkülöníteni: a három- és különösen a négygyermekes családokat, valamint a gyermeküket egyedül nevelő családokat. Fontos megemlíteni, hogy míg a nagycsaládosok szegénységkockázata csökkent az utóbbi esztendőben a gyermeküket egyedül nevelőké emelkedett.¹⁰⁹

Az empirikus vizsgálatok azt igazolják, hogy az **iskolázottság** az, ami valójában a társadalmi egyenlőtlenségek legfontosabb meghatározója. Sok esetben a képzettség, a megfelelően rugalmasan alkalmazható ismeretanyag hiánya okozza a munkaerő-piaci alkalmazkodás nehézségeit. Egy versenygazdaságban alapvető szerepe van az információnak, az eligazodási képességnek; az okokat még tovább sorolhatnánk. A helyzet az, hogy az összes társadalomstatisztikai adat, keresztmetszeti és longitudinális vizsgálat, valamint a többváltozós elemzések is azt mutatják, hogy az oktatási hátrányok egyértelműen megtalálhatók a társadalmi egyenlőtlenségi rendszer meghatározói között. Minél alacsonyabb a képzettség, annál nagyobb az elszegényedés veszélye. Minél alacsonyabb a képzettség, annál nagyobb a munkanélkülivé válás esélye. Adataink teljes mértékben visszaigazolják a korábbi eredményeket.

1992 és 2000 között maradandó és minden bizonnyal kulcsfontosságú változások zajlottak le a népesség iskolázottsági szerkezetében. 36 százalékról 30 százalékra csökkent a legfeljebb általános iskolai végzettségű háztartásfőjű háztartásokban élők aránya, miközben a magasabb iskolázottságú háztartások tagjainak aránya mindegyik kategóriában nőtt. Részben ennek a strukturális változásnak is köszönhető, hogy a legalsó ötödökben a második legalacsonyabb iskolai végzettségi kategóriában, a szakmunkásképzőt végzettek közé tartozók aránya növekedett meg. A középfokú és felsőfokú végzettségűek azonban egyre nagyobb arányban „töltötték meg” a felsőbb jövedelmi ötödöket. (42. ábra)

42. ábra: Az egyes jövedelmi ötödökbe tartozó személyek összetétele a háztartásfő iskolázottsága szerint 1992-ben és 2000-ben (%)

¹⁰⁹ A gyermekek és az idősek szegénységi kockázatait számos nemzetközi összehasonlító tanulmány vizsgálja (legutóbb például Förster [2000] és Bradbury–Jantty [1999]. Utóbbi szerzőpáros 25 LIS-országból hármat (Tajvan, Finnország és Belgium) talált, ahol a gyermekek szegénységi kockázata nem nagyobb, mint az időseké (Bradbury–Jantty [1999 p. 32]). Förster 21 OECD-országot összevetve állapítja meg, hogy a kilencvenes évek közepét megelőző évtizedben a fiatalabb korcsoportok helyzete, valamint az egyedülálló szülők és a kereső nélküli háztartásokban élők relatív jövedelmi pozíciója romlott. (Förster [2000 p. 3])



34. táblázat: A különböző iskolázottságú háztartásfők háztartásaiban élők összetétele aszerint, hogy melyik jövedelmi ötödökbe tartoznak 1992-ben és 2000-ben (%)

	1992				2000				Összesen
	Legfeljebb alsófokú	Szakmunkás	Középfokú	Felsőfokú	Legfeljebb alsó	Szakmunkás	Középfokú	Felsőfokú	
Alsó ötöd	36	14	11	3	32	22	10	5	20
2. ötöd	25	21	15	9	29	22	14	5	20
3. ötöd	18	24	21	14	21	23	18	12	20
4. ötöd	11	25	26	22	13	20	28	23	20
Felső ötöd	10	16	26	52	5	13	30	54	20
Összesen	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Az időszak folyamán az egyes iskolázottsági csoportokba tartozó háztartásfők háztartásaiban élő háztartástagok jövedelmi ötödök szerinti mozgását néhány markáns változás jellemezte. (34. táblázat) A szakmunkás végzettségű háztartásfők háztartásaiban élő személyek koncentrációja az alsóbb ötödökben növekedett, a felsőbb ötödökben csökkent. A közép- és felsőfokú végzettségűek háztartásainak mozgását annak ellenére inkább a felsőbb ötödök felé való elmozdulás jellemezte, hogy nagyon kismértékben a legalsó ötödben is emelkedett a koncentrációjuk. Végezetül a legfeljebb alsófokú végzettségűek koncentrációja inkább a középső kvintilisekben növekedett meg.

Fontos és sokat emlegetett társadalmi egyenlőtlenségi dimenzió még az **etnikai hovatartozás**. A háztartástagokat a megkérdezett háztartások anyagi ügyekben járatos tagjainak (általában az anyának) a kérdezőbiztos által történő besorolása szerint csoportosítottam cigányokra és nem cigányokra. Az így definiált cigány háztartásokban élők szegénységi rátái az évtized elején is magasak voltak már, és ehhez képest még romlottak is. A legalsó ötödbe tartozók aránya az 1992-es 60 százalékról 71 százalékra növekedett. Eközben a legalsó decilis összetételében 24-ről 32 százalékra, az alulról a másodikéban pedig 5-ről 14 százalékra emelkedett a cigány háztartásokban élők aránya.

Ebből is látható, hogy a legsúlyosabb szegénységben minden kétséget kizáróan a cigány etnikumhoz tartozó családok vannak. Ezekre a családokra vonatkozó szegénységi ráták nagyon magasak. Ezen belül minél szigorúbb szegénységi definíciót alkalmazunk, annál magasabb lesz a szegénységben élő cigányok aránya. A longitudinális elemzések szintén azt bizonyítják, hogy a cigány népességnek hathatós társadalompolitikai beavatkozások nélkül gyakorlatilag esélye nincs arra, hogy kilábaljon a szegénységből.

A **regionális és településszerkezeti** egyenlőtlenségek megjelenítésének egyik módja a településtípusok eltérő társadalmi szerkezetének vizsgálata. Az eltérő társadalmi szerkezet természetesen sok egymással összefüggő és ok-okozatilag nehezen szétválasztható tényezővel magyarázható. Nehéz ugyanis megmondani, hogy az egyes települések, illetve településtípusok közötti különbségek azért vannak-e, mert az adott településeknek nagyon eltérő a tág értelemben vett infrastrukturális ellátottsága, vagy azért, mert valamilyen egyéb oknál fogva „helyből” eltér az adott településeken élők összetétele azokban a dimenziókban, amelyek relevánsak a jövedelemegyenlőtlenségek szempontjából.

Az egyes jövedelmi decilisek településtípus szerinti összetétele erőteljesen eltér egymástól. (35. táblázat) A Budapestiek részaránya monoton nő, a falusiaké viszont monoton csökken az alacsonyabb jövedelmi decilisektől a magasabb jövedelmi decilisek felé haladva. A legalsó decilisbe tartozók 5 százaléka, a legfelsőbe tartozóknak pedig mintegy 40 százaléka budapesti. A vizsgált évtizedben ezek az arányok lényegileg nem változtak.

A települési hierarchia osztottsága és erőforrásokhoz való hozzáférési egyenlőtlenségei azonban nem csak településnagyság és a sokat idézett kelet-nyugati kettéosztottság mentén jelenik meg. A különböző társadalmi jelenségek regionális egyenlőtlenségeinek vizsgálatával foglalkozó elemzések egybecsengenek abban a tekintetben, hogy az elemi, települési szintű különbségeket a nagyobb régiókba csoportosítás inkább összemosza, semmint megvilágítaná.

Nagyon sok olyan empirikus tény sorakoztatható fel, amelyek kistérségi szinten mutatják be az egyenlőtlenségek valós egységeit.

35. táblázat: Az egyes egy fogyasztási egységre jutó jövedelmek alapján képzett személyi decilisek összetétele a lakóhely településtípusa szerint 2000-ben (%)

	Falu	Város	Budapest	Összesen
Alsó decilis	53	42	5	100
2. decilis	49	48	3	100
3-4. decilis	44	45	12	100
5-6. decilis	39	42	19	100
7-8. decilis	28	49	23	100
9. decilis	25	43	32	100
Felső decilis	23	39	39	100
Összesen	37	44	19	100

Nyilvánvalóan az összes eddig említett tényezőcsoportnak van szerepe abban, hogy a jövedelemeloszlás alakja milyen lesz és abban is, hogy az egyének, illetve családjaik hol helyezkednek el a jövedelmi ranglétrán. A közvetlen hatást azonban mégis a **munkaerő-piaci részvétel** gyakorolja. Szivós és Tóth [2000] szerint a felnőtt népesség gazdasági aktivitása tekintetében négy csoportnak magas a szegénységi kockázata. Magas a szegénység az alkalmi munkások (nem túl nagy) csoportjában, a munkanélküliek között, az eltartottak és a gyese-, gyeden lévők között. Ez utóbbi csoportok szegénységi kockázata ugyanakkor radikálisan csökkent az előző időszakhoz képest. Igen csekély a szegények aránya a vállalkozói népességben.

Az egyéneket érintő munkaerő-piaci szelektációs mechanizmusokról és ennek a jövedelemeloszlásra gyakorolt hatásairól az 5. fejezetben részletesebben is szó volt. Most azt érdemes még megvizsgálni, hogy a háztartások munkaerő-piaci státus szerinti összetétele és a jövedelmi helyzet milyen összefüggésben van egymással. A háztartásfő bármilyen szintű vezető volta szinte teljes mértékben megóvja a háztartás tagjait a szegénységtől. Az aktív háztartások szegénységi rátájának átlagát jelentősen meghaladja a betanított-, segédmunkás és mezőgazdasági fizikai háztartások átlaga. (Szivós–Tóth szerk. [2000]) Mindazonáltal az igazi cezúra a munkaerőpiacon bent lévő és az onnan kiszoruló között húzódik.

Ezt mutatja az aktív háztartáson belüli száma szerinti jövedelemeloszlás: eszerint azon háztartások heterogén csoportjában, ahol nincs aktív kereső, a legalsó személyi ekvivalens jövedelemkvintilisbe tartozás szerint definiált szegénység aránya másfélszerese (30% körüli)

az átlagnak, ahol egy, ott is kissé átlag feletti (24%), ahol kettő, ott közelítőleg az átlag fele, míg a három, illetve több aktív kereső jövedelemszerző képessége szinte megóvja a háztartást a szegénységtől (ez esetben 4% volt az alsó kvintilisbe tartozás esélye). Meg kell jegyezni, 1992 és 2000 között az itt kiemelt különbségek csökkentek: azoknak a háztartásoknak a szegénységi rátája, amelyekben nem volt kereső, magasabb (40% körüli) volt 1992-ben, mint 2000-ben. Ezenközben azoknak a háztartásoknak az aránya, ahol nem volt aktív kereső, 26-ról 30 százalékra nőtt a kilencvenes évek során. Mindez egyben az egyes jövedelmi ötödök belső összetételét is megváltoztatta valamelyest. A kereső nélküli háztartásokban élők aránya a jövedelmi hierarchiában felfelé csökkenő, trendet mutat, a két-, illetve többkeresősöké pedig növekszik.

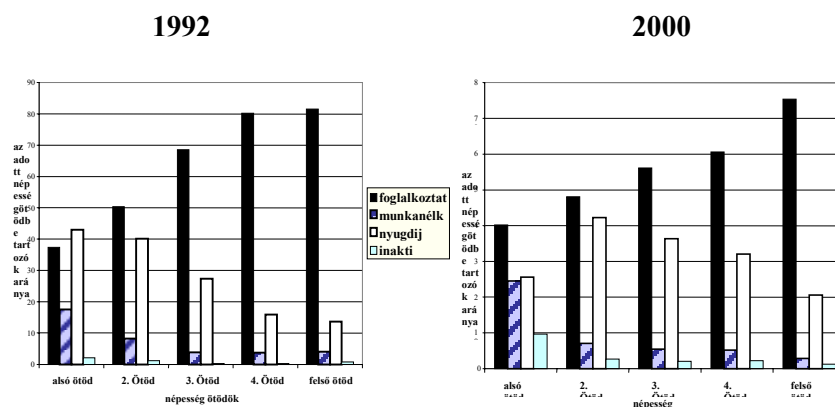
Egyébként a nyugdíjasok háztartáson belüli számával is összefügg a szegénységi kockázat. Ott, ahol a háztartásban egy nyugdíjas van, tehát vagy egyedülálló nyugdíjasról van szó, vagy egy nagyobb, de rajta kívül csak nem nyugdíjasokból álló háztartásról, körülbelül ugyanakkora (kicsit átlag feletti) a szegénységi kockázat, mint a nyugdíjasokat magukba nem foglaló háztartásokban. Ott azonban, ahol a háztartásban kettő vagy több nyugdíjas van (ezeknek a háztartásoknak a zöme nyilván nyugdíjas házaspár) lényegesen átlag alatti a szegénységi kockázat. Megint meg kell jegyezni: a kilencvenes évek folyamán itt is volt egyfajta kiegyenlítődés. 2000-ben valamelyest alacsonyabb az egyedülálló nyugdíjasok szegénységi kockázata, mint 1992-ben volt. Ennek a változásnak a körülményei közé tartozik, hogy 1992 és 2000 között 42-ről 49 százalékra nőtt azokban a háztartásokban élőknek az aránya, amelyekben legalább egy nyugdíjas van.

Az inaktivitást illetően inkább divergáló tendenciáknak lehetünk tanúi. Két vagy több munkanélküli jelenlétével jellemzett háztartásokban már 1992-ben is 49 százalék volt az alsó jövedelmi kvintilisbe tartozók aránya, ami az évtized során tovább nőtt 56 százalékra. Mindemellett azonban ugyanebben a csoportban a legfelső kvintilisbe tartozók aránya is jelentősen emelkedett. Mindeközben azonban a legfelső jövedelmi kvintilisben az átlagon (16%) alul alakult legalább egy munkanélkülivel rendelkező háztartásban élők aránya (8%), míg a legalsó kvintilisben jóval átlag felett volt (38%). Ez utóbbi arány jelentős emelkedést jelent az 1992-es 29 százalékhoz képest.

Összességében a foglalkoztatott háztartásfők háztartásaiban élők száma csökkent, a nyugdíjasokéban élőké pedig nőtt 1992 és 2000 között. Az egyes ötödöket azonban eltérően érintették ezek az átrendeződések. A legalsó ötödben a nyugdíjasok aránya csökkent, a gazdaságilag aktívaké (foglalkoztatottaké és munkanélkülieké) pedig nőtt. A második ötödben

és attól fölfelé viszont a nyugdíjasok aránya nőtt, a foglalkoztatottaké pedig csökkent. (43. ábra)

43. ábra: Különböző munkaerő-piaci csoportokba tartozó háztartásfők háztartásaiban élők aránya az egyes jövedelmi ötödökben (%)



8.2. 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 alapos vizsgálathoz szükség van arra, hogy megnézzük: milyen dimenziók mentén és mekkora mértékben változott a jövedelmek szóródása. Az előző részben lényegében azt vizsgáltam, hogy az egyes dimenziók mentén mekkora volt a jövedelmi egyenlőtlenség változása. Az alkalmazott elemzési eszköztár lehetővé tette, hogy nem lineáris kapcsolatokra, illetve a nem lineáris összefüggésekben feltárt változásokra rámutassak. Most azonban azt fogom vizsgálni hogyan változhatott az egyes meghatározó dimenziók szerepe/súlya egymáshoz képest. Ezt úgy vizsgálom, hogy regressziós elemzések futtatása után összevetjük a kapott együtthatók egymást követő évekre kapott értékeit. Ezzel a módszerrel új ismereteket szerezhetünk, bizonyos mértékig feladom viszont az árnyaltság lehetőségét: nem lineáris kapcsolatokra csak kevésbé vagy egyáltalán nem tudunk rávilágítani.

A vizsgált modell felépítése a következő:

$$\begin{aligned} \text{LG10E73J} = & \alpha + \beta_1 \text{TELEP} + \beta_2 \text{HTFONEM} + \beta_3 \text{HTFOKOR} + \beta_4 \text{HTFOKOR}^2 + \\ & \beta_5 \text{CIGHAZ} + \beta_6 \text{GYERMEK} + \beta_7 \text{HACTIVE} + \beta_8 \text{HPENS1} + \beta_9 \text{HPENS2} \\ & + \beta_{10} \text{HUNEMP} + \beta_{11} \text{HTISKOSZ} + \varepsilon. \end{aligned}$$

Ahol

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

TELEP = az adott háztartás lakhelyének településtípusa,

HTFONEM = a háztartásfő neme,

HTFOKOR = a háztartásfő kora,

HTFOKOR² = a háztartásfő kora a második hatványon,

CIGHAZ = a háztartás etnikuma (a háztartásgazda etnikuma),

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

HACTIVE = a háztartásban foglalkoztatottak száma,

HPENS1 = a nyugdíjasok száma a háztartásban (0=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,

ε = hibatag.

A regressziós egyenlet specifikációja az efféle vizsgálatokban széles körben alkalmazott konvenciókat követi. A jövedelem logaritmikus specifikálása mellett a jövedelemeloszlás lognormálshoz hasonlatos alakja, a háztartásfő életkorának négyzete mellett a kor–jövedelmi profilok korábban már ismertetett nem lineáris mintája szól. Az életkor változó az életkor és a jövedelem közötti összefüggésre világít rá, az életkornégyzet-változó együtthatójának idősoros összevetése 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 értelemszerű diszkrét értékeket vehet fel. A nyugdíjasok számának hatását két darab kétértékű változó segítségével veszem tekintetbe. Ezt azért teszem, mert korábban azt tapasztaltam, hogy az egy és a két nyugdíjossal rendelkező háztartások jövedelmi helyzete markánsan eltér egymástól, de a nyugdíjasok számának folytonos változója (szemben a munkanélküliek és a foglalkoztatottak hasonló változójával) nem tükröz lineáris viszonyt, vagyis a vizsgált szempontból nem tételezhetünk fel egyforma távolságokat a 0, 1 és 2 vagy több nyugdíjossal rendelkező háztartások között.

A regressziós modellek eredményeit a 36. táblázat foglalja össze. A táblázat első része a standardizálatlan, természetes mértékegységekben mért együtthatókat, a második része pedig a standardizált együtthatókat mutatja be. Ez utóbbiak az egyes változók egymáshoz viszonyított súlyának, az előbbiek pedig egy-egy változónak az adott független változóra gyakorolt hatásának megítéléséhez adnak segítséget. A táblázat csak a legalább 5%-os megbízhatósági szinten szignifikáns együtthatókat tartalmazza.

Az első szembeötlő dolog, hogy a megmagyarázott szórás 1992–1997 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-vizsgálat 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 eredményváltozóinak karakterét a legnagyobb mértékben meghatározhatják.¹¹⁰

36. táblázat: A jövedelemeloszlás meghatározódásának modellje: OLS regressziós modellek eredménytáblái, 1992–2001

¹¹⁰ A Panel minden hullámában szereplők leválogatása után a csak erre a sokaságra futtatott modellek eredményei inkább az utóbbi feltevést látszanak igazolni. A megmagyarázott szórást különböző mértékben ugyan, de minden évben növelte, ha leszelektáltuk a teljes longitudinális rekorddal rendelkező eseteket.

Független változó	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Konstans	4,66	4,77	4,78	4,86	4,88	4,85	5,28	5,38	5,41	5,23
Standardizálatlan együtthatók (B)										
Településtípus (1: falu, 2: város, 3: Budapest)	0,03	0,03	0,05	0,04	0,04	0,05	0,02	0,02	0,03	0,04
A háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	n.sz.	n.sz.	n.sz.	-0,02	n.sz.	n.sz.
A háztartásfő kora (évek)	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	n.sz.
A háztartásfő korának négyzete	0,00	0,00	0,00	0,00	n.sz.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cigány háztartásfő (0:nem, 1: igen)	-0,08	-0,12	-0,12	-0,11	-0,09	-0,08	-0,11	-0,12	-0,08	-0,06
Gyermekek száma a háztartásban (0,1,2,3,4+)	-0,04	-0,05	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05
Foglalkoztatottak száma a háztartásban (0,1,2,3+)	0,10	0,08	0,08	0,07	0,08	0,09	0,09	0,08	0,09	0,08
Nyugdíjasok száma a háztartásban (1:1, 0,2=0)	n.sz.	-0,02	n.sz.	n.sz.	0,02	0,02	0,04	0,02	n.sz.	n.sz.
Nyugdíjasok száma a háztartásban (2:1, 0,1=0)	0,06	0,02	0,05	0,04	0,09	0,08	0,11	0,07	0,06	0,04
Munkanélküliek száma a háztartásban (0,1,2+)	0,02	-0,01	-0,04	-0,05	-0,02	n.sz.	-0,04	-0,05	-0,03	-0,04
a háztartásfő által elvégzett iskolai osztályok száma)	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03
Standardizált együtthatók (β)										
Településtípus (1: falu, 2: város, 3: Budapest)	0,09	0,11	0,15	0,13	0,14	0,15	0,05	0,08	0,10	0,11
A háztartásfő neme (1: férfi, 2: nő)	-0,06	-0,06	-0,07	-0,07	n.sz.	n.sz.	n.sz.	-0,03	n.sz.	n.sz.
a háztartásfő kora (évek)	0,46	0,34	0,41	0,27	0,17	0,35	-0,21	-0,16	-0,21	n.sz.
A háztartásfő korának négyzete	-0,40	-0,26	-0,35	-0,21	n.sz.	-0,24	0,26	0,25	0,30	0,14
Cigány háztartásfő (0:nem, 1: igen)	-0,08	-0,12	-0,12	-0,10	-0,08	-0,08	-0,11	-0,11	-0,08	-0,05
Gyermekek száma a háztartásban (0,1,2,3,4+)	-0,23	-0,23	-0,22	-0,21	-0,26	-0,27	-0,21	-0,23	-0,22	-0,24
Foglalkoztatottak száma a háztartásban (0,1,2,3+)	0,43	0,34	0,33	0,29	0,34	0,36	0,38	0,35	0,35	0,35
Nyugdíjasok száma a háztartásban (1=1, 0,2=0)	n.sz.	-0,04	n.sz.	n.sz.	0,04	0,04	0,08	0,04	n.sz.	n.sz.
Nyugdíjasok száma a háztartásban (2=1, 0,1=0)	0,09	0,04	0,08	0,07	0,16	0,14	0,19	0,13	0,10	0,07
Munkanélküliek száma a háztartásban (0,1,2+)	0,04	-0,03	-0,07	-0,08	-0,03	n.sz.	-0,06	-0,10	-0,07	-0,08
A háztartásfő által elvégzett iskolai osztályok száma	0,29	0,32	0,31	0,36	0,36	0,33	0,32	0,32	0,32	0,36
Korrigált R ²	0,39	0,41	0,42	0,42	0,46	0,47	0,35	0,39	0,37	0,45
Standard hiba	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,17	0,19	0,18	0,19	0,18

Az eredmények néhány érdekes, az eddigieket finomító következtetést tesznek lehetővé. Az első szembeötlő következtetés, hogy a háztartások 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 változót illeti, a várt hatásokat tapasztalhatjuk. Ha egy háztartásban legalább két nyugdíjas van, akkor ez enyhe, de mindig szignifikáns, 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: szignifikáns, jelentős pozitív kapcsolatot mutat, ami az évtized során enyhén talán még emelkedett is. A **demográfiai változók** közül a gyermekszám határozott, szignifikáns és negatív hatással van a jövedelmekre. Ez a hatás (*ceteris paribus*) nem változott a kilencvenes évek során. Erős és eléggé meglepő változást tapasztalunk viszont a háztartásfő életkora szerint. 1992-ben még a háztartásfő életkora határozta meg a legnagyobb mértékben a jövedelmi helyzetet. A háztartásfő életkor négyzetének hatása itt lényegében azt mutatja, hogy a kor–jövedelmi profil emelkedésének mértéke mekkora. Látható, hogy 1992-ben ez a változó negatív előjelet mutat. Az évtized során az életkor változójának hatása fokozatosan csökken, majd negatív lesz, az életkor négyzet hatása viszont pozitív lesz. 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 8.1. fejezetben bemutatott eredményekkel, de azt is, hogy a regressziós elemzés itt bizonyos mértékig elfed olyan jellemzőket, amelyek a linearitás hiánya miatt állnak fenn. Végezetül, a háztartásfő nemének gyakorlatilag nincs hatása, az **etnikai hovatartozás** enyhe negatív, a **lakhely településtípusa** pedig enyhe, de szignifikáns pozitív hatást gyakorol a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyre.

8.3. A jövedelemeloszlás széleire (szegények, illetve a gazdagok közé) kerülés társadalmi-demográfiai meghatározói

Az elemzés utolsó fázisában egy kicsit pontosabban specifikáljuk és szűkítjük kutatási kérdésünket. Arra vagyunk kíváncsiak, mi határozza meg, hogy kik fognak a szegények, illetve a gazdagok csoportjába tartozni. Ahogy azt korábban jeleztem, szegénynek azokat tekintem, akik az ekvivalens jövedelmek alapján sorba rendezett népesség legalsó ötödébe tartoznak. Ezzel szimmetrikusan határoztam meg a gazdagság definícióját is: az tekintem gazdagnak, aki a fenti módon definiált legfelső ötödbe 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) a logisztikus regressziós eljárás alkalmazása tűnik célszerűnek.

A logisztikus regresszió azokban az esetekben alkalmazható, amikor a független változó kétértékű (dummy), a függő változók pedig lehetnek kategorikusak, ordinálisak és intervallum skálán mérhetőek egyaránt. Ennek az eljárásnak 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 változó van, akkor adott esemény bekövetkezési valószínűsége a következő egyenlettel becsülhető.

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

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.

Jelen esetben „eseménynek” egyfelől a szegények közé jutást tekintem, szemben a népesség többi részébe kerüléssel, másfelől pedig a gazdagok közé kerülés esélyét vizsgálom ahhoz képest, ha valaki a népesség többi részébe tartozik.

A logisztikus regressziós modellek eredményeinek legfontosabb eredményeit foglalják össze a 37. és 38. táblázatok. A táblázatok egyes celláiban a modellben szignifikánsnak talált

változók esélyrátái szerepelnek. Az esélyráta nem egyéb, mint egy olyan hányados, ami egy adott esemény bekövetkezési esélyének növekményét jelenti a magyarázó változó értékének egységnyi növekedésére. Tegyük fel például, hogy egy alapfokú végzettséggel rendelkező megkérdezett pontosan 40 százalékos valószínűséggel kerül a legsó ötödbe. Ekkor az ő esetében a kiválasztás esélye (*odds*) $40/(100-40)=0,66$. Egy egyébként minden egyéb jellemzőjét tekintve ugyanilyen, ám eggyel magasabb iskolai végzettségű megkérdezett esetében a szegények csoportjába kerülés esélye $0,66*0,35=0,23$ lesz, ami azt jelenti, hogy $x/(100-x)=0,23$, tehát egy minden tekintetben hasonló középfokú végzettségű személy mintegy 19 százalékos, tehát átlag alatti valószínűséggel fog a szegények közé tartozni.

A két modell általános tapasztalatai szerint (amit a 2000-es évre kapott együtthatók elemzésével kezdek) vannak olyan változók, amelyek a jövedelemeloszlás mindkét szélére kerülést alapvetően meghatározzák. Ilyen változó az **iskolázottság**. A legfelső kvintilisbe tartozást a legnagyobb mértékben a befejezett felsőfokú végzettséggel való rendelkezés határozza meg – a diplomásoknak mintegy húszszoros esélyük van a felső kvintilisbe kerülésre, szemben azokkal, akiknek a háztartásfője legfeljebb általános iskolával rendelkezik). Az iskolai végzettségnek ez a differenciáló hatása mindkét modell szerint növekedett a kilencvenes évek során. Sorrendben a második legnagyobb együtthatók a **munkaerő-piaci státussal** kapcsolatosak. Az inaktívok esélye a szegények csoportjába kerülésre csaknem tízszerese a foglalkoztatottakénak, a munkanélkülieké csaknem hat és félszeres, a nyugdíjasoké pedig mintegy kétszeres. Ezzel szemben a legfelső kvintilisbe kerülés esélye mindegyik inaktív csoport esetében negyede–harmada a foglalkoztatottakénak. Hasonlóképpen fontos differenciáló változó a háztartásfő **etnikai hovatartozása**. A cigány háztartások tagjai csaknem ötszörös eséllyel lesznek szegények, és a többiekhez képest alig egyharmados az esélyük arra, hogy a legfelső kvintilisbe kerüljenek. Meg kell jegyezni, hogy az etnikum-változó együtthatója a jómódba kerülés esetében nem volt szignifikáns vagy nagyon kicsi volt. A szegények csoportjába kerülésre vonatkozóan pedig néhány évben ennél lényegesen nagyobb esélyhányadosokat találunk.

37. táblázat: A legalsó jövedelmi ötödbe (a szegények csoportjába) kerülés társadalmi-demográfiai meghatározói: logisztikus regressziós modellek esélyráta, 1992–2001

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
-2 log likelihood	4149	3707	3604	3808	3338	3215	3544	3960	3882	4007
Goodness of fit	5108	5482	5240	4578	4711	4719	4477	5350	5195	4862
Modell chi-négyzet	1217	1476	1315	1141	1410	1314	1003	1365	1370	1162
Helytálló előrejelzések aránya, %	83	85	85	84	86	87	84	84	84	83
Településtípus (referencia: falu)										
Város	0,83	n.sz.	0,74	n.sz.	n.sz.	0,78	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,77
Budapest	0,40	0,60	0,26	0,28	0,21	0,22	0,74	0,55	0,27	0,48
Háztartásfő neme (1=férfi, 2=nő)	2,40	2,17	3,09	1,79	n.sz.	1,38	1,47	n.sz.	n.sz.	n.sz.
Háztartásfő életkora (referencia: 36 év alatti)										
36–59	n.sz.	n.sz.	n.sz.	1,71	1,50	0,73	n.sz.	1,21	1,29	n.sz.
60+	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	2,07	0,51	0,63	0,51	n.sz.	0,42
Cigány háztartásfő (igen=1, nem=0)	3,84	6,75	11,80	4,21	11,04	8,91	3,51	4,97	4,84	4,33
Háztartásösszetétel (referencia: egyedülálló, 60 év alatti)										
Pár	n,s	2,78	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,38	0,46	0,24
Egyedüli szülő gyerekekkel	2,36	n.sz.	n.sz.	2,57	n.sz.	3,52	3,43	1,89	4,15	5,27
Más háztartás gyerekekkel	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,39	n.sz.	0,35
Egyéb háztartás –60 év alatti	0,35	n.sz.	0,19	0,27	0,18	n.sz.	0,41	0,26	0,20	0,23
Egyszemélyes 60+	n.sz.	0,27	n.sz.	n.sz.	0,26	n.sz.	0,38	0,32	0,32	n.sz.
Kétszemélyes 60+	n.sz.	0,22	0,25	0,42	0,11	n.sz.	0,41	0,15	0,22	0,44
Egyéb háztartás 60+	n.sz.	n.sz.	0,36	n.sz.	0,19	n.sz.	0,40	0,29	0,27	0,38
Pár 1 gyerekekkel	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	2,98	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,56
Pár 2 gyerekekkel	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	4,08	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.
Pár 3 gyerekekkel	2,08	2,83	2,73	n.sz.	n.sz.	10,29	3,53	2,36	1,95	n.sz.
Pár 4+ gyerekekkel	4,40	9,31	4,44	2,38	19,73	3,62	10,00	3,16	3,01	2,32
Háztartásfő gazdasági aktivitása (referencia: foglalkoztatott)										
Munkanélküli	4,27	6,44	3,68	3,60	3,99	5,01	3,62	8,79	6,41	3,46
Nyugdíjas	3,01	6,09	3,33	1,93	2,22	n.sz.	1,91	4,56	1,84	1,48
Inaktív	4,76	10,97	8,83	9,68	3,78	9,29	5,44	10,75	9,58	4,31
Háztartásfő iskolázottsága (referencia: legfeljebb nyolc általános)										
Szakmunkásképző	0,53	0,58	0,79	0,68	0,43	0,46	0,43	0,47	0,65	0,61
Befejezett középiskola	0,34	0,23	0,49	0,28	0,27	0,34	0,17	0,55	0,26	0,25
Befejezett felsőfok	0,11	0,06	0,15	0,05	0,06	0,13	0,18	0,09	0,19	0,10

Érdekes megfigyelni, hogy (számos évben) nagyon gyenge összefüggést vagy nem szignifikáns összefüggést találhatunk mindkét modellben a **háztartásfő nemére és életkorára** vonatkozóan. Látni kell azért azt is, hogy a különböző évek adataira 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 családtagjai esetében. A 60 év feletti háztartásfők hektikus, időben nem szisztematikus esélyrátái valószínűleg az egyes ötödök összetételében bekövetkezett hullámmozgásszerű változásokkal függhetnek össze, e hipotézis azonban alaposabb vizsgálatot igényel. **A lakhely településtípusa** szerint a budapestieknek a falusiakhoz képest lényegesen nagyobb esélye van a felső ötödbe, míg lényegesen kisebb esélye az alsó ötödbe való kerülésre.

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 gazdagok csoportjába való kerülésre. Szembeötlő még, hogy a gyermekes háztartásoknak (akár egyedülálló szülőkről, akár párokról van szó), elenyésző az esélye a felső ötödbe kerülésre akármelyik évet tekintjük is. Magas viszont a három- és többgyermekesek szegénységi kockázata, valamint az egyedülálló szülőké és gyermekeiké.

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

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
-2 log likelihood	4199	3876	3828	3509	3464	3227	3363	4064	4046	3678
Goodness of fit	5330	4990	5526	4536	4500	4105	4387	4982	5092	5653
Modell chi-négyzet	1153	1321	1169	1420	1343	1319	994	1313	1183	1519
Helytálló előrejelzések aránya, %	83	84	83	85	84	83	84	82	84	86
Településtípus (referencia: falu)										
Város	0,81	0,63	n.sz.	n.sz.	0,77	n.sz.	1,55	n.sz.	0,79	n.sz.
Budapest	2,16	2,38	3,03	3,65	2,20	2,82	3,05	1,72	1,79	2,4764
Háztartásfő neme (1=férfi, 2=nő)	0,44	0,59	0,50	0,31	0,37	0,54	n.sz.	0,67	n.sz.	0,31
Háztartásfő életkora (referencia: 36 év alatti)										
36–59	1,51	n.sz.	1,39	1,29	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.
60+	n.sz.	0,55	2,07	n.sz.	0,56	0,49	0,50	1,77	n.sz.	0,42
Cigány háztartásfő (igen=1, nem=0)	0,45	n.sz.	0,36	0,09	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,11	0,32	0,26
Háztartás összetétel (referencia: egyedülálló, 60 év alatti)										
Pár	3,55	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	2,35	3,30
Egyedüli szülő gyerekekkel	0,35	0,25	0,39	0,47	n.sz.	0,10	0,08	0,21	0,09	n.sz.
Más háztartás gyerekekkel	n.sz.	0,44	n.sz.	0,38	0,36	0,36	n.sz.	0,16	0,58	n.sz.
Egyéb háztartás – 60 év alatti	2,43	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	1,89
Egyszemélyes 60+	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	0,41	0,34	n.sz.	3,58
Kétszemélyes 60+	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	2,06
Egyéb háztartás 60+	3,04	2,09	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	n.sz.	1,68	2,43
Pár 1 gyerekekkel	n.sz.	0,42	0,47	0,38	0,36	0,32	0,40	0,34	n.sz.	n,s
Pár 2 gyerekekkel	0,56	0,39	0,43	0,28	0,24	0,20	0,23	0,24	0,46	0,34
Pár 3 gyerekekkel	0,30	0,19	0,13	0,12	0,39	0,22	0,17	0,04	0,05	0,42
Pár 4+ gyermekkel	0,34	0,24	0,14	0,12	0,08	0,18	0,00	0,00	n.sz.	n.sz.
Háztartásfő gazdasági aktivitása (referencia: foglalkoztatott)										
Munkanélküli	0,51	0,26	0,26	0,19	0,22	0,14	0,14	0,31	0,31	0,40
Nyugdíjas	0,27	0,26	0,18	0,42	0,35	0,30	0,49	0,27	0,37	0,32
Inaktív	n.sz.	0,05	0,18	0,18	0,54	0,26	0,22	0,27	0,25	0,38
Háztartásfő iskolázottsága (referencia: legfeljebb nyolc általános)										
Szaktanácsképző	1,24	n.sz.	1,37	1,36	n.sz.	1,69	1,75	n.sz.	1,92	1,52
Befejezett középiskola	2,50	2,12	2,83	4,02	4,27	5,57	4,05	2,96	5,30	3,80
Befejezett felsőfok	8,12	9,00	7,84	12,72	16,15	14,68	9,90	11,16	14,03	15,26

8.4. Előrejutás a társadalmi ranglétrán: az elemzés tágítása

A tanulmánynak ebben a részében megpróbálok egy kicsit továbblépni és két szempontból is tágítani az elemzés érvényességi körét és eszköztárát. Egyfelől megkísérek szembenézni azzal a ténnyel, hogy a jövedelem a jóléti szintnek csak egy lehetséges megközelítése. A tanulmány 2. Függeléke részletesen elemzi, hogy milyen következményei lehetnek annak, ha nem a jövedelemegyenlőtlenséget, hanem vagyon- vagy fogyasztási egyenlőtlenséget szeretnénk magyarázni. Ebben a fejezetben függő változóként egy olyan összevont anyagi–jóléti indexet hozok létre, amelyik legnagyobb súllyal a jövedelmet tartalmazza. Tágan értelmezem azonban a jövedelem fogalmát, és az elemzés – bár közelítő változók segítségével, de explicit módon – számol a korábban felhalmozott vagyon és vagyonjellegű erőforrások hozamával. A másik bővítés azzal kapcsolatos, hogy a meghatározó változók tekintetében azonban – noha fontos szerepet szán az egyéni erőfeszítéseknek – az ebben a fejezetben következő elemzés a tényezők egy szélesebb csoportját vonja be az elemzésbe, mint ami eddig alkalmaztunk.¹¹¹

Ha azt szeretnénk vizsgálni, hogy kik kerülnek a gazdaságilag sikeresek és a sikertelenek (a gazdagok, illetve a szegények) közé, akkor nyilvánvalóan nem elég a folyó jövedelemre koncentrálni. Arra van szükségünk, hogy egy anyagi–jóléti indexet konstruáljunk, aminek a segítségével lehetőségessé válik a társadalom tagjainak sorba rendezése egy vertikális dimenzió mentén. Az index létrehozásához öt különböző dimenzióba rangsoroltam az egyéneket a Háztartás Monitor vizsgálat 1999-es felvételében. A háztartások egy fogyasztási egységre jutó jövedelmei mellett önálló dimenzióként vettem tekintetbe a lakáskörülményeket (a lakás értéke és felszereltsége), a háztartások egyéb vagyoni jellemzőit (tartós fogyasztási cikkekkel, valamint egyéb nem lakás ingatlannal rendelkezés), a háztartás anyagi biztonsági tartalékainak (megtakarítások, bankkártya, biztosítások) meglétét vagy hiányát, és az anyagi körülményekkel való szubjektív elégedettséget (a saját relatív pozíció értékelése és a társadalom többi tagjához képest vett anyagi értékelés)¹¹². A különböző javaknak az anyagi–jóléti index előállításához szükséges „beárazásához” nagyon egyszerűen az adott javak népességbeli eloszlásához tartozó *z*-score értékeket használtam. A *z*-score értékhez úgy jutunk, ha vesszük egy adott változó aktuális értékének az átlagtól való

¹¹¹ Az itt közölt elemzés eredetileg Szivós–Tóth [szerk., 1999] számára készült, de egy bővebb változat megjelent, mint Tóth, 1999.

¹¹² Az anyagi jólét státuspontszámok képzésének módszerei részletesen: Tóth 1999.

eltérését, és ezt az értéket elosztjuk az adott eloszlásra jellemző standard hiba értékével. Az anyagi–jóléti státuspontszámok értéke végül is úgy állt össze, hogy az egyes felsorolt elemi változók (például lakásriasztóval vagy devizaszámlával rendelkezés) z-score értékeit előbb elsődleges gyűjtő változókba (például tartós cikkekkel való ellátottság vagy anyagi biztonsági tartalékokkal rendelkezés) összegeztem, majd ezeket a változókat az anyagi jólét státuspontszámában összegeztem.

E státuspontszámoknak a segítségével a teljes felnőtt népességet sorba rendezve juthatunk el egy olyan rangsorhoz, amelynek a tetején a legtöbb „pontot” szerzők állnak, az aljára pedig azok kerülnek, akiknek a legkevesebb a pontja. Összességében egy nagyon konzisztens gazdagság–szegénység skálához jutottunk el. Általában azt találtuk, hogy minél magasabb státuscsoportot vizsgálunk, annál több ritka jószág koncentrálódik az adott csoportban, és annál kevesebbszer mutathatjuk ki a népességben egyébként gyakori javak hiányát. A javak egy részével a népesség egy viszonylag nagy hányada rendelkezik, és minél magasabb státusú csoportról van szó, annál nagyobb az adott javakkal rendelkezők aránya. Ilyen például a mikrohullámú sütő, az automata mosógép vagy a videó. A javak egy másik részével összességében szintén elég sokan rendelkeznek, de ezek inkább a középső vagy az alsó közép decilisekben jelennek meg nagyobb arányban (például a hagyományos mosógép). Más esetekben az adott jószággal rendkívül kevesen rendelkeznek, leginkább csak a legfelsőbb társadalmi rétegekhez tartozók (lakásriasztó, légkondicionáló, nagy értékű sportszer, devizaalapú bankkártya). Az eredményül kapott anyagi–jóléti státuspontszám a jövedelmeknél valamivel szélesebb egyenlőtlenségeket képez le, bár erősen korrelál a jövedelmi egyenlőtlenségekkel.¹¹³

Magyarázó változóinknak durván négy csoportját különíthetjük el.

Az elsőbe tartoznak az **adottságok**: a megkérdezett kora, neme, etnikuma, lakhelyének településtípusa. Ideiglenesen (tudva, hogy a besorolás logikája itt kissé csorbul) ide soroltuk a háztartás méretet és a háztartásban élő 18 év alatti gyermekek számát is. A második csoportba az **erőfeszítések** sorolhatók. Ezek az életnek azok a területei, amelyeken az előbbre jutásban nagy szerepe van az egyéni döntéseknek. Iskolai végzettség, idegen nyelvek ismerete, tájékozódás (például újságok olvasása révén), valamint a munkaerő-piaci részvételre vonatkozó döntés (inaktív, alkalmazotti vagy vállalkozói státus) tartoznak ebbe a változócsoporthoz. A következő csoportba a szellemi, fizikai és szociális **erőforrásokat** (társsa-

¹¹³ A két változó deciliseire a χ^2 értéke 2548, ami 81 szabadságfok mellett minden szokásos szinten szignifikáns kapcsolatot mutat, a korrelációs együttható pedig 0,65, ami szintén elég magasnak számít.

dalmi kapcsolatháló intenzitása, a barátok száma,¹¹⁴ mentális és fizikai egészségi állapot) soroltuk. Végezetül feltételeztük, hogy a szegények, illetve gazdagok csoportjába kerülés függ bizonyos egyéni **beállítottságoktól**, normáktól, értékektől is (itt a takarékossgal, a kockázattal kapcsolatos beállítottságokat, az új kihívásokkal kapcsolatos attitűdöt, valamint a vallási beállítottságot vettük tekintetbe).

Az egyes változók hatását firtató modellek azt vizsgálták, hogy az ezekben a dimenziókban való elhelyezkedés mennyire csökkenti vagy növeli a szegénység kockázatát, illetve a gazdagság esélyét.

A regressziós elemzés során a függő változónk az anyagi jólétistátus-index nagysága volt, független változóként pedig az adottságok, erőfeszítések, erőforrások és beállítottságok operacionalizálásához használt egyedi változók kaptak szerepet. A lépésenkénti változó bevonással történő regressziós elemzésben a magyarázó változók beléptetésének sorrendjét és az adott lépcsőfokhoz tartozó korrigált R^2 értékeket mutatja a 39. táblázat.

A 39. táblázatból láthatjuk, hogy az indirekt hatások kiszűrése után az anyagi-jóléti státuspontszám szórásának megmagyarázásában messze a legnagyobb mértékben a megkérdezettek iskolai végzettsége szerepel. Önmagában az iskolai végzettség bevonása a szórás mintegy 27 százalékát magyarázza meg. Ezt követi a megkérdezettek társas kapcsolatrendszerének intenzitását mutató változó magyarázó ereje, valamint annak a változónak a hatása, amelyikkel a megkérdezetteknek az anómiaskálán való elhelyezkedését mértük. A negyedik és ötödik legfontosabb változónak az egyének munkaerő-piaci státusa, valamint idegennyelv-ismerete mutatkozott.

¹¹⁴ A szöveg további részében a barátok terminus jobbára intenzív kapcsolati erőforrásokat, szűk bizalmas kapcsolatokat jelöl. Mindenesetre a szöveg az egyszerűség kedvéért mégiscsak a *barátok* szót használja a továbbiakban.

39. táblázat: Az egyes változók bevonásának sorrendje és a hozzájuk tartozó korrigált R^2 értékek

Lépés	Változó	Korrigált R^2
1.	Iskolai végzettség	0,275
2.	Társas kapcsolatok	0,367
3.	Anómia	0,403
4.	Munkaerő-piaci státus	0,430
5.	Idegennyelv-ismeret	0,448
6.	Etnikum	0,463
7.	Településtípus	0,471
8.	Befektetési attitűd	0,477
9.	Újságolvasás	0,482
10.	Háztartáslétszám	0,487
11.	Hedonizmus	0,491
12.	Gyermekszám	0,494
13.	Barátok száma	0,496
14.	Kor	0,497
15.	Egészségi állapot	0,498

A modellben használt változók listája:

Adottságok: Nem: Férfi:1, Nő: 0. Kor5: Ötéves életkori kohorszok, (-24, 25–29, ... 70–74, 75+) településtípus:

1: község/tanya, 2: város, 3: megyeszékhely, 4: Budapest. Etnikum: 1: cigány, 0: nem cigány/nem tudjuk. Gyermekszám: 0, 1,2,3,4,5,6,7,8, ..., Háztartáslétszám: 1,2,3,4, ...

Erőfeszítések: Iskola: 1: alapfokú vagy kevesebb, 2: szakmunkásképző, 3: befejezett közép, 4: felsőfok, foglalkoztatotti státus: 1: inaktív, 2: alkalmazott 3: önálló újságolvasás: 0: egyáltalán nem, 1: alkalmyszerűen, 2: rendszeresen. Idegennyelv-ismeret: 0: nem beszél 1: beszél idegen nyelven,

Erőforrások :Társas kapcsolatok: A kapcsolatok intenzitása, 0–8 skálán. Barátok száma: 1, 2, 3, 4, 5+ . Egészségi állapot: 4: kiegyensúlyozott, 3: változó, de jó, 2: változó, nem jó, 1: inkább rossz. Anómia: négy változó összevont értékeinek összege alapján képzett 0–12 skála. A változók: 1: az ember már azt sem tudja, miben higgyen, 2: nincs értelme terveket szőni (mindkettő négyfokú skálán való egyetértést mér), 3: az életnek nincs célja se értelme, 4: az ember már nem tud hinni önmagában (mindkettő ötfokú skálán méri az előfordulást).

Gazdasági és társadalmi predispozíciók: Vallkat: 1: magát hívőnek tartó, legalább évente rendszeresen templomba járó katolikus, 0: egyéb, Vallprot: 1: magát hívőnek tartó, legalább évente rendszeresen istentiszteletre járó protestáns 0: egyéb, Ateist: 1: magát nem tartja hívőnek 0: egyéb Hedonizmus: 1: az ember mindig tegyen félre, 2: ha tud, tegyen félre, 3: nem kell félretenni, Befektetés: A nagy talált pénzt 1: vállalkozásba fektetné, 2: félretenné, 3: életszínvonalát javítaná belőle. Kockázatvállalás: Két állásajánlat közül: 1: az átlagos jövedelmű biztosat, 2: a kockázatosabb, esetleg nagyobb jövedelmet hozót kell választani.

Az első 15 lépésben be nem vont változók: Nem, vallás, kockázatvállalás.

Ez az első öt változó együttesen a státuspontszám szórásának már 45 százalékát magyarázza, az utána következő tíz változó bevonásával a megmagyarázott szórás mintegy további 5 százalékkal emelkedett. Ha csak az R^2 emelkedést néznénk, elég lenne az első öt változó hatásának vizsgálata. Ez alapján azt mondhatnánk, hogy az, hogy az egyének az érvényesülés fent definiált lépcsőfokainak melyik fokára kerülnek, leginkább attól függ:

1. milyen az iskolai végzettségük,

2. milyen kapcsolati hálóval rendelkeznek,
3. mennyire mentesek az anómiától és elidegenedettségtől,
4. milyen munkaerő-piaci státusra sikerül szert tenniük és
5. mennyire beszélnek idegen nyelvet.

Az elemzést azonban egy másik eljárás segítségével is elvégeztük. Arra is kíváncsiak voltunk, hogy az egymáshoz teoretikusan kapcsolódó változók együttesen mekkora részt magyaráznak a gazdagság–szegénység skálán való elhelyezkedésből. Ezt úgy végeztük el, hogy az első modellben megnéztük, az *adottságoknak* mekkora szerepe van, majd a második modellben azt vizsgáltuk, hogy az *adottságok* mellé az *erőfeszítéseket* bevonva, mennyit változik a kép és így tovább, közben pedig figyeltük az R^2 négyzet alakulását. Az eredményeket a 40. táblázat tartalmazza.

1. Az első modellben, amiben az *adottságként* definiált változók szerepelnek, három változónak látszik többé-kevésbé egyformán meghatározó szerepe: a kornak, a településtípusnak és az etnikai hovatartozásnak. E specifikáció alapján úgy tűnhetne, hogy az életkor emelkedésével csökken az anyagi státus, a települési hierarchiában fölfelé növekszik, és cigánynak lenni jelentősen csökkenti a gazdagság esélyét, meglepő módon nincs kimutatható lineáris hatása a gyermekszámnak, nagyon kevés hatása van a nemnek és a háztartáslétszámnak.
2. Ez a kép azonban jelentősen változik akkor, ha a modellbe bevonjuk az úgynevezett *erőfeszítés*-változókat is. A kor és a nem itt már nem szignifikáns, annál fontosabb szerep jut azonban az elvégzett iskolai osztályoknak és a munkaerő-piaci státusnak, de nem elhanyagolható szerepet játszik az idegennyelv-ismeret és az újságolvasási gyakoriság is. Figyeljük meg, hogy ennek a változócsoporthoz a bevonásával a megmagyarázott szórást jellemző R^2 érték roppant nagyot növekszik: miközben az első négy változó bevonásával készült modell R^2 értéke 0,19 volt, az újonnan bevont négy változóval az R^2 értéke 0,43-ra ugrott.
3. A következő változócsoporthoz az *erőforrások* tartoznak. Ezeknek a bevonásával az R^2 értéke még mindig viszonylag jelentősebbet ugrik felfelé: 0,50-re. A korábban a modellben szereplő változók viszonylagos szerepe változatlan marad, feltűnik viszont két fontos változó: a társas kapcsolatok intenzitása és az anómiaindex.

4. Végezetül, a negyedik változócsoporthoz, a *beállítottságok* bevonásával alig változik az R^2 értéke, és valójában elhanyagolható mértékben változik a korábban szerepet kapott változók relatív súlya is.

40. táblázat: Az egyes tényezőcsoportok lépésenkénti bevonásával felépített regressziós modellek eredményei (regressziós β értékek és az egyes modellekhez tartozó statisztikák)

Változó	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Nem	0,04	n. sz.	n. sz.	-0,03
Kor	-0,23	n. sz.	0,06	0,07
Településtípus	0,23	0,11	0,10	0,11
Etnikum	-0,26	-0,14	-0,11	-0,11
Gyermekszám	n. sz.	-0,05	-0,08	-0,08
Háztartáslétszám	0,12	0,13	0,15	0,15
Iskolai végzettség		0,31	0,24	0,23
Munkaerő-piaci státus		0,24	0,20	0,20
Idegennyelv-ismeret		0,18	0,13	0,12
Újságolvasás		0,12	0,07	0,06
Társas kapcsolatok			0,22	0,22
Barátok száma			0,04	0,05
Egészségi állapot			0,06	0,04
Anómia			0,14	0,12
Hívó katolikus?				0,04
Hívó protestáns?				n. sz.
Vallástalan?				0,06
Hedonizmus?				-0,06
Takarékossági attitűd				-0,08
Kockázatvállalás				0,02
Korrigált R^2	0,191	0,432	0,498	0,499
Standard hiba	5,86	4,91	4,62	4,54
F	145,48	279,78	253,88	161,65
Signif F	0,00	0,00	0,00	0,00

Ennek az elemzési eljárásnak az összefoglalásaként megállapíthatjuk tehát, hogy az anyagi-jóléti siker meghatározásában fontos szerepet játszanak az adottságok, ennél lényegesen nagyobb azonban azoknak az erőfeszítéseknek a szerepe, amit az egyének tesznek azért, hogy helyzetük javuljon. A jobb anyagi helyzet elérésében segíthet az, ha valakinek nagyobb mértékű erőforráskészlet áll rendelkezésre a szó társas kapcsolatokat magában foglaló és személyes egészségi állapotot tükröző értelmében is. Végezetül, legalábbis az elemzésnek ezen a szintjén úgy tűnik, hogy a személyes beállítottságoknak és attitűdöknek inkább csak kiegészítő szerepe van.

Ezen a ponton azonban fontos megjegyezni, hogy az elméletileg feltételezhető magyarázó tényezők jelentős részének mérésére nem is tettünk kísérletet ebben a vizsgálatban. Mindenekelőtt ide sorolhatjuk a változóknak azokat a komoly csoportját, amelyeket „örökségként” kellene definiálnunk a szó materiális és spirituális értelmében egyaránt. Nagyon valószínűnek kell ugyanis tartanunk azt, hogy például a szülők iskolai végzettsége, anyagi helyzete és nevelése komoly hatással lehet az egyének beállítottságára, ezen keresztül pedig az egyének által követett problémamegoldási módokra, érvényesülési stratégiákra is. Az itt rendelkezésünkre álló adatállomány azonban ilyen változókat nem tartalmazott.

A lényegében ugyanennek a változókészletnek a logisztikus elemzésre alkalmassá tett változataival lefuttatott logisztikus regressziós modell eredményei szerint a szegénységbe kerülés legnagyobb mértékben az etnikai hovatartozástól és az inaktív munkaerő-piaci státustól függ: ezeknek a tényezőknek a jelenléte nagymértékben növeli meg annak esélyét, hogy valaki az alsó jövedelmi ötödbe kerül. A magasabb gyermekszám szintén növeli a szegénység esélyét. Felnőtt korban az életkorral előbb növekszik, aztán csökken az elszegényedés kockázata. Nagyon fontos még az iskolai végzettség szerepe: magasabb iskolai végzettség jelentős védelmet nyújt az elszegényedés ellen. Elég fontos még az idegen nyelv ismerete, a takarékossgal és a befektetésekkel kapcsolatos attitűd. Ha valaki nem tartja fontosnak a takarékoskodást, valamint azt a pénzt, amihez váratlanul jutna, inkább életszínvonalára költené, annak lényegesen nagyobb esélye van az elszegényedésre, mint annak, aki minden körülmények között fontosnak tartja a takarékoskodást, illetve a váratlan nagy pénzt inkább befektetné. A szegénység különböző küszöbértékeinek alkalmazása nem változtat jelentős mértékben az egyes fontosabb változók magyarázó erején. Ez alól csak egyetlen kivétel van, a munkaerő-piaci státusváltozó. A 30 százalékos küszöbnél lényegesen nagyobbak az inaktívok elszegényedési esélyei az önállókéhoz képest, mint a 10 százalékos küszöbnél.

Rátérve a gazdagság esélyeire, sok hasonlóságot találunk, persze ellentétes előjelekkel. Nagyon kicsi eséllyel tartoznak a legfelső ötödbe a cigány etnikumhoz tartozók és az inaktívok. Alaposan megnöveli azonban a gazdagok közé kerülés esélyét, ha valakinek magas iskolai végzettsége van és beszél idegen nyelveket. Nagyon nagy az esélye a gazdagok közé kerülésnek a középkorúak, a tájékozottabbak, a fizikailag és lelkileg egészségesebbek között, valamint azok között, akik a takarékossgot hedonizmussal, a befektetést a vagyonfeléléssel szemben preferálják.

Magyarországon az emberek abszolút többsége úgy gondolja, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek túl nagyok. 1990-ben 75 százalék, 1982-ben 84 százalék értett egyet ezzel a kijelentéssel (Kolosi [1990]; Sági [1996]). 1999-re a TÁRKI ISSP vizsgálat eredményei szerint ez az arány már 93 százalék volt. Önmagában persze ez a kérdés keveset mond az egyenlőtlenségek részleteinek, kialakulási mechanizmusának értékelésével kapcsolatosan, sőt, más módszerekkel esetleg más attitűdöt fogunk találni (Tóth [1992]; Medgyesi [1997]). Mindazonáltal, akkor is érdekes, hogy a népesség nagy és növekvő száma érzékelt nagynak a jövedelemegyenlőtlenségeket a vizsgált időszakban. Ez nyilván (sok más mellett) egyik eleme lehetett annak is, hogy a „megkeseredett rendszerváltás” érzete széles körben elterjedt a magyar társadalomban. (Róbert [1996])

1987 és 1999 között drasztikusan átrendeződött az a kép, ami az emberek fejében a társadalom szerkezetéről él. 1987-ben a megkérdezettek fele még valamilyen középosztályos társadalomképet választott akkor, amikor alternatív rajzolatok közül kellett a magyar társadalomra leginkább illőt választania (egyharmad szerint a legtöbben középen voltak, mintegy 20 százalék szerint pedig a társadalom egy piramishoz volt hasonlatos, ahol a piramis széles talpa alatt egy kislétszámú társadalmi csoport helyezkedett el). 1999-ben a megkérdezettek 60 százaléka szerint „kevesen vannak fent, nagyon kevesek középen, a nagy tömegek pedig alul”. Mindemellett a válaszadók újabb egynegyede a piramis alakzatot tartotta a leginkább adekvátnak a társadalmi egyenlőtlenségek jellemzésére. Ez így együtt azt jelenti, hogy a többség egy általános lecsúszási folyamatot, vékonyodó középosztályt és elitet vizionált. (Kolosi [2000])

Ez azzal párosult, hogy a rendszerváltás utáni Magyarországot a többi rendszerváltó országgal összevetve nálunk különösen magas a saját jövedelmeikkel, életszínvonalukkal elégedetlenek aránya (Rose és Haerpfer [1994]; Andorka [1994]; Lengyel–Tóth [1996]). Mindez az 1990-es évek során csak viszonylag keveset változott, bár trendjében kis késleltetéssel, de határozottan követi az elégedettség görbéje a transzformációs visszaesés kronológiáját (Sági [2001]).

Az életszínvonallal és különösen a jövedelemmel elégedettek aránya minden vizsgált évben alulmúlta bármilyen, az életben elérhető eredménnyel kapcsolatos elégedettség szintjét, különösképpen az egyének családi kapcsolataival való elégedettséget. Az életszínvonallal való elégedettség 1992-ben az emberek mintegy 20 százalékát jellemezte, ez 1997-ben mintegy 18 százalék volt, 2001-re emelkedett meg 28 százalékra. A jövedelemmel való elégedettség az 1992-es (már akkor is nagyon alacsony) 17 százalékról 1997-re 10 százalékra csökkent, majd 2001-re ismét 17 százalék körüli szintre emelkedett. Az életszínvonallal és a

jövedelemmel való elégedettség nyilván közvetlenül is hat az emberek életének eddigi alakulásával, kapcsolatos értékítéletekre, míg a jövőbeni kilátásokat ezek mellett nyilván az emberek életkora és egészségi állapota is jelentősen befolyásolja (Sági [2001]).

A magyarországi elégedetlenség és frusztráció magas arányát magyarázó felállított számos hipotézis közül (Róbert [1996]; Kolosi [2000]; Örkény [1987]; Sági [2000]) nagy valószínűséggel komoly magyarázó ereje lehet a referencia csoportokkal kapcsolatos gondolatmenetnek. Sőt, bizonyos mértékig ez a gondolatmenet adhat magyarázatot arra is, hogy az elégedetlenség mértéke a valós helyzettel is csak kevéssé korrelál, és a jövedelmi skálának minden szintjén megtalálható. Mivel nagyon átfogó kognitív képességek kellenének ahhoz, hogy az egészét úgy *en bloc* bárki is átlassa, (a jövedelem statisztikusokon kívül) természetesen senkiről sem feltételezhetjük, hogy egyben, teljes egészében látják a jövedelemeloszlást. Nagyon valószínűnek tűnik ezért az, hogy az egyének a saját jövedelmi helyzetüket nem az egész eloszláshoz mérik, hanem annak valamilyen kiválasztott szegmenseihez. A szociológiában a referencia csoportok elmélete (Runciman, 1966; Merton, 1980) azt hangsúlyozza, hogy az emberek az értékítéleteiket általában nem a társadalom egészére vonatkozóan, hanem saját közvetlen környezetükkel (családjukkal, szomszédjukkal, munkatársaikkal) összevetésben fogalmazzák meg. Ez minden bizonnyal igaz az elosztási igazságossággal kapcsolatos percepcióikra és a saját szubjektív helyzetük megítélésére is. (Evans–Kelley–Kolosi, 1992)

Egy, a TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálatán 1999-ben végzett vizsgálat szerint valószínűleg az állhat a viszonylag konstans elégedetlenség háttérében, hogy a népesség különféle csoportjainak eltérőek a referenciái és a rendszerváltás utáni helyzetben bekövetkezett egyfajta vonatkoztatási csoport váltás is bizonyos csoportok esetében. (Sági, 2000) Miközben a többség az átlaghoz, illetve saját környezetében tipikusnak tekintett jövedelmekhez viszonyítja a saját helyzetét és számosan vannak azok is, akik a saját múltbeli helyzetükből indulnak ki, különösen a kiemelkedett, magasabb jövedelműek közül sokakat már nem elégít ki a legvidámabb kelet-európai barakkban elérhető viszonylagos szabadság és életszínvonal, hanem jólétüket a Nyugat-európában jellemző életszínvonalhoz igyekeznek viszonyítani. Számukra tehát elégedettséget csak annak az életszínvonalnak a megközelítése jelenthetne.

A helyzetértékelések másokhoz (referencia csoportokhoz) való viszonyítása azonban az értékelésre alapozott viselkedést is befolyásolhatja. A közgazdaságtanban az interdependens preferenciák létét Duesenberry (1949) relatív jövedelemelméletének kifejtésekor láttuk. Az ő elméletének egyik kulcsa az, hogy az egyének fogyasztási-megtakarítási preferenciáit

egymástól függőnek mutatta be. Megfogalmazása szerint az egyének a saját jólétük értékelésekor (tehát akkor, amikor a hasznossági függvényüket megfogalmazzák) nem csak a saját jövedelmi helyzetüket veszik tekintetbe, hanem azt másokkal összevetve értékelik. Arról van tehát szó, hogy a hasznossági indexek valójában az egyének és mások jövedelmeinek különféle kombinációi közötti választásokra vonatkoznak. Meg kell azonban jegyezni, hogy nem csak ezért nem feltételezhetjük, hogy az egyének nem a jövedelemeloszlás egészében helyezik el magukat, mert elsősorban a referencia csoportokhoz viszonyítanak. További ok az, hogy magát az értékelni szánt jószágot (a jövedelmet) sem láthatjuk: az emberek az esetek többségében nem írják a homlokukra jövedelmük nagyságát. Ahhoz tehát, hogy megítéljük saját elhelyezkedésünket, közelítő változókra van szükségünk. Ilyen proxy lehet, például a látható fogyasztás. Jó okunk van tehát azt feltételezni, hogy az egyének a jövedelemeloszlásra vonatkozó képzeiteket, a látható fogyasztási mintákon keresztül alkotják meg.

Ennek a tanulmánynak az egyenlőtlenségek alakulásával kapcsolatos megállapításai egy látszólagos ellentmondásra is felhívhatták a figyelmet. Az aggregált egyenlőtlenségi mutatószámok tekintetében ugyanis azt láthattuk, hogy a kilencvenes évek fordulóján lezajlott egyenlőtlenség-növekedés, majd a kilencvenes évek első felében a transzformációs válság miatt kialakult jövedelemcsökkenés és egyenlőtlenség-növekedés után a kilencvenes évek második felében csak kis változást regisztrálhattunk, miközben a közvéleményben tartotta magát a nagy és növekvő egyenlőtlenségekkel kapcsolatos nézet. Úgy gondolom azonban, hogy az ellentmondás tényleg csak látszólagos. Az ugyanis, hogy összességében előbb csökkenő mértékben nőttek, majd pedig lényegében stagnáltak az egyenlőtlenségek, egy folyamatosan jelen levő, jelentős belső átrendeződéssel párosult. A kilencvenes évek első felében, amikor adataink vannak, erőteljes jövedelmi mobilitás volt jellemző (Spéder [2002], Habich–Spéder [1999]). 1992 és 1997 között a népesség közel fele élt meg változó jövedelmi helyzetet, amellet hogy mintegy 20 százalék masszívan a stabil alsó vagy alsó-közép jövedelmi csoporthoz tartozott (Kolosi [2000]). Mindemellett, mint azt korábban e tanulmányban is láthattuk, a jövedelemegyenlőtlenségeket meghatározó egyes tényezők relatív arányai is átrendeződtek. Nőttek az egyenlőtlenségek egyes életkori kohorszokon belül (elsősorban a fiatalok között), egyes iskolázottsági csoportok között (mindenekelőtt a felsőfokú végzettségűek javára), az egyes településtípusok között (különösen a Budapest-vidék relációban) és a különböző munkaerő-piaci csoportok között (a háztartások foglalkoztatottsági polarizációja mentén). Ezáltal számos társadalmi csoport tapasztalhatott változást saját referencia csoportjainak jövedelmében, és nagyon sokan lehettek azok, akik

mindez negatívan élték meg. Az idősebb felsőfokú végzettségűeket frusztrálhatta a fiatalabb magas iskolázottságúak jövedelmi nyeresége, az életkor–jövedelmi profilok kisimulása (Kézdi–Köllő [2000]), a korábban viszonylag jobb helyzetű nyugdíjasokat a nyugdíjasok jövedelem arányainak összenyomódása, a stabil felső rétegeket a nyugati társadalmakból választott referenciáikhoz képest vett esetleges pozíció romlása, és így tovább. Ezek a változások összességében inkább az egyenlőtlenségek összesített mértékének csökkenését jelenthették, miközben az egyes érintett „vesztes” rétegek esetleg méltánytalansággként, esetleg az egyenlőtlenségek növekedéseként élhették meg mindezt.

A kilencvenes évek során a normatívan megfogalmazott „igazságos elosztással” kapcsolatos attitűdvizsgálatok azt találták, hogy a méltányos elosztás elvi normarendszeri meglehetősen inkonzisztensek és határozatlanok, összekapcsolódásuk rendezetlen mintákat mutatnak (Örkény [1997]; Örkény–Székelyi [1998]). A kilencvenes évek során ugyanakkor viszonylag stabil volt a társadalmi előrejutás tényezőivel kapcsolatos nézetek szerkezete. Ebben a tekintetben a kilencvenes években végzett magyarországi vizsgálatok szerint végig azok voltak a legtöbben, akik az érvényesülés szempontjából az ambíciót, a kemény munkát és a veleszületett adottságokat, tehát alapvetően az egyéni attribútumokat, befektetéseket, erőfeszítéseket tartják fontosnak.

Ez összhangban van azokkal a vizsgálatokkal is, amelyek szerint a társadalomban nagyon sokan vannak azok, akik szerint a szegénység okait alapvetően a szegények eltérő felhalmozási és életvezetési gyakorlatában kell keresni (Tóth [1990], Örkény [1987]). A közvélekedésben tehát nagyon erős a siker és a kudarc individualista alapokon nyugvó legitimációja.¹¹⁵ Más vizsgálatok viszont azt találták, hogy első megközelítésben az állami újraelosztásra vonatkozó igények is eléggé átütőnek tűnnek. Az erre vonatkozó tanulmányok arra a következtetésre jutottak, hogy Magyarországon, hasonlóan a többi posztszocialista országhoz, meglehetősen erősek az állami kötelezettségvállalás iránti preferenciák. (Ferge [1994, 1996]; Vecernik [1996], Róbert–Nagy [1998]). Az állam iránti elvárások akkor is csak kismértékben csökkentek, amikor a megkérdezetteket úgy kérték fel az állami kötelezettségvállalással kapcsolatos véleménynyilvánításra, hogy előzetesen tisztázták velük a szóban forgó kiadások később és más helyeken felmerülő (adó)költségeit. Az állami

¹¹⁵ Ebben a tekintetben azonban találkozhattunk egy furcsa és további magyarázatot igénylő jelenséggel. Miközben az emberek többsége azt gondolja, hogy kemény munkával és ambícióval tényleg lehet érvényesülni, nehéz megmagyarázni, hogy miért értékeli a népesség nemzetközi összehasonlításban is rendkívül alacsonyra az iskolázottság szerepét az érvényesülésben (noha egyébként tényleges viselkedését tekintve másra enged következtetni, hiszen gyermekeink az expandáló felsőoktatásban is állandó túljelentkezéssel küzdenek).

kötelezettségekkel kapcsolatos elvárások tehát részben az adótudatosság alacsonyabb fokával volt kapcsolatban (Csontos–Kornai–Tóth [1996, 1998]).

Az individualisztikus értékek és a velük együtt jelenlevő paternalisztikus elvárások egy olyan érték környezetben érvényesülnek, amikor az érvényesülés lehetőségével kapcsolatos keserű álláspontok széles körben vannak jelen a magyar társadalomban. A kilencvenes években különböző időpontokban végzett közvélemény-kutatások szerint kimagaslóan magas azoknak az aránya, akik szerint valamilyen mértékű normaszegés mindenképpen szükséges a társadalomban való érvényesüléshez. A kilencvenes évek során végig, mintegy 80 százalék gondolta úgy, hogy „aki vinni akarja valamire az rákényszerül arra, hogy egyes szabályokat áthágjon” (Andorka [1997]; Spéder–Paksi–Elekes [1998]) Hasonlóképpen, azoknak az aránya is nyolcvan százalék fölött volt a Háztartás Monitor vizsgálatban, akik szerint „ebben az országban becsületesen nem lehet meggazdagodni”. A kemény munkának és az ambíciónak tehát a közvélekedés szerint párosulnia kell bizonyos hajlandósággal arra is, hogy a társadalom kodifikált szabályait áthágják, még akkor is, ha ezek esetleg (általában szelektíven bár, de azért) morálisan elítélendő cselekedetek.

Ez az a pont, ahol visszatérhetünk gondolatmenetünkhöz és megpróbálhatunk közvetlen kapcsolatot teremteni a jövedelemeloszlásban elfoglalt hely és a jövedelemeloszlás „igazságossági” kritériumok mentén történő értékelése között. Ha ugyanis a relatív helyzet percepciója és az anyagi javak eloszlásának értékelése ilyen módon függ egymástól, akkor az egyenlőtlenségeknek a társadalomban tapasztalható változása attól függően változtat az egyének saját helyzetének percepcióján, hogy miképpen értékelik a változás természetét és miképpen értékelik saját relatív helyzetük változását. Ezzel kapcsolatban érdekes megfigyelés az, hogy esetenként a jövedelmi vagy fogyasztási egyenlőtlenségek növekedése nem okoz társadalmilag érzékelt problémát, más esetekben pedig akkor is feszültségek lépnek fel, ha az egyenlőtlenségek nagysága vagy azok növekedésének dinamikája ezt nem indokolná.

Valószínűleg mind az egyenlőtlenségek nagyságának megítélése, mind a kialakulásra vonatkozó legitimációs zavarok tekintetében közelebb jutunk a magyarázathoz, ha megfontoljuk az Albert Hirschmann hasonlatát, amely nyomán az irodalom „alagút-hatásként” is emleget bizonyos, az egyenlőtlenségek és a velük való elégedettség között fennálló aszinkronitásokat. (Hirschman [1973]) Képzeljük el, hogy egy olyan alagútban szorongunk egy közlekedési dugó kellős közepén, amelyikben két sáv van, mindkettő tele mozdulatlan autókkal, amikor hosszú várakozás után egyszer csak elindul a másik sor. Ezt először megnyugvással vesszük tudomásul, hiszen reménykedünk abban, hogy a mi sávunk is

elindul hamarosan. Egy idő múlva azonban, amikor a mi sávunk továbbra is mozdulatlan, türelmünket frusztráció váltja fel. Az efféle lemaradottsági érzet sokat elmondhat arról, hogy egyfelől egyes társadalmi csoportok között, másfelől pedig egy bizonyos csoporton belül az idő előrehaladtával miért változhat a jövedelemeloszlással, pontosabban a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedésével kapcsolatos toleranciánk.

Hirschman szerint számos társadalmi és lélektani feltétele van annak, hogy mikor tapasztalhatunk toleranciát növekvő egyenlőtlenségekkel kapcsolatban és mikor tör fel nagyfokú intolerancia látszólag váratlan helyzetekben is. Példája alátámasztja azt a politikatudományi irodalomban sokszor idézett összefüggést, miszerint a társadalmi mobilitás hozzájárul a társadalmi integrációhoz és a politikai stabilitáshoz. Nyilvánvaló, hogy azokban a helyzetekben, amikor a társadalom különböző rétegei közötti áramlás viszonylag szabadon zajlik (más szavakkal, amikor a társadalomban többé-kevésbé egyenlő előrejutási esélyek vannak), akkor az a társadalmat általában toleránsabbá teheti az egyenlőtlenségekkel szemben. Ha azonban az elitbe jutás esélyei a társadalom bizonyos szegmensei (például jövedelmi, esetleg származási, etnikai vagy más askriptív csoportjai) számára nem egyenlőek, vagy az újonnan feltörekvő elitek befogadása előtt a régi elitek diszkriminatív viselkedésükkel elzárkóznak, akkor nem csak azok válhatnak frusztráltakká, akiknek az adott időszakon belül nem sikerült a felemelkedése, hanem azok is, akik felemelkedtek ugyan, ám újonnan szerzett társadalmi státusukat nem tudták elfogadtatni másokkal (történetesen a saját referencia csoportjaikkal).¹¹⁶ Ha tehát nincsenek a társadalomban erős és áthághatatlan törésvonalak, akkor az alagút-hatás pozitív erejét lesz képes hasznosítani a társadalom. Szegmentált társadalmakban viszont (főleg, ha az előrejutást etnikai vagy más kisebbségekhez, esetleg külföldi erőcsoportokhoz asszociálják), a hátramaradottak aligha fognak pozitív várakozásokkal nézni a jövőbe.

Ha tehát a fejlődésre elszánt társadalmak egyszerre szeretnék gazdasági növekedést és méltányosabb jövedelemeloszlást fenntartani, akkor lesznek sikeresek, ha egyébként a társadalmat inkább az integratív jellemzők dominálják. Ha nem így van, és nem tudják hasznosítani az alagút-hatásban rejlő előnyöket és energiákat, akkor a növekedésre irányuló politikákat és a méltányosság iránti igényeket összehangolni igyekvő országokban a döntéshozóknak késhegyen táncolva kell haladniuk a társadalom menedzselésében. (Hirschman [1973])

¹¹⁶ Persze az is előfordulhat, hogy az újonnan felemelkedők frusztráltak lesznek a régi elit diszkriminatív viselkedése miatt, ám a társadalom többi része ezt nem érzékeli és továbbra is reménykedik az előbbre

10. FEJEZET: ÖSSZEFOGLALÁS

Ebben a disszertációban arra vállalkoztam, hogy bemutatom a jövedelemeloszlás elméleteit, mérésének módszertani sajátosságait, és arra törekedtem, hogy az empirikus tények elemzését egységes szerkezetben valósítsam meg. Arra is kísérletet tettem, hogy elméleti alapon próbáljam meg magyarázni a jövedelemeloszlás elmúlt évtizedben megfigyelhető trendjeinek alakulását.

A tanulmány első fejezete részletesen áttekintette a jövedelemeloszlás pozitív és normatív elméleti irodalmát. Ebben a fejezetben igyekeztem a lehetőségekhez képest széles áttekintést adni.

A tanulmány második fejezetét és az ehhez kapcsolódó három terjedelmes függelékét a mérés módszertani problémáinak szenteltem. A módszertani kérdéseknek szánt ilyen mértékű terjedelmi túlsúlyt az Olvasó akár aránytalannak is tekinthetné. Hogy mégis ezt a szerkezetet választottam, arra több indokom is van. Először is, a témában folytatott immár évtizedes kutatómunka során mind jobban meggyőződtem arról, hogy a jövedelemeloszlás mérőszámai nemcsak egyszerűen a leírást és a statisztikai jellemzést támogató segédeszközök, hanem a szóban forgó mérőszámok általános morálfilozófiai tartalmakat, normatív kontextusokat rejtenek el vagy fednek fel. A disszertációban jobb híján normatív statisztikának hívom az itt alkalmazott megközelítést, ami egyébként az egyenlőtlenségekkel kapcsolatos nemzetközi irodalmat is növekvő mértékben jellemezte a kilencvenes évek során. Másodsor, a hagyományosan kiváló minőségű magyarországi jövedelemstatisztika a kilencvenes években egyre nagyobb problémákkal küszködött és növekvő mértékben volt kénytelen kismintás vizsgálatokra hagyatkozni. Ilyen vizsgálatoknál a szokásosnál is nagyobb óvatosság szükséges a mintavételi és nem mintavételi hibák következtében fellépő adatbizonytalanságok interpretációja során. Egy teljes függelék elemzi részletesen az eltérő adatállományok, kérdőív kontextusok, definíciók hatásait az eredményekre. Harmadsorban, a jövedelemeloszlás és a szociálpolitika gazdaságtanának oktatása közben mindjobban meggyőződtem arról, hogy az egyetemi oktatásban is szükség van az egyébként jó statisztikai kínálat mellett egy speciális, a jövedelemeloszlás elemzésére alkalmazható módszertani gyűjteményre. Bízom benne, hogy a dolgozat később felhasználható lesz erre a célra.

A disszertáció kutatási kérdései három csoportban foglalhatók össze:

Mekkora? Mekkora volt a jövedelemegyenlőtlenség és a szegénység mértéke a rendszerváltás előtt? Mekkora lett a kilencvenes évek végére? Mekkora a magyarországi egyenlőtlenségek nemzetközi összehasonlításban, a közvetlen szomszédokhoz és a legfejlettebb OECD-országokhoz viszonyítva?

Miért? Miért nőttek nagyobb mértékben az egyenlőtlenségek a rendszerváltás egyik szakaszában, és miért nőttek kisebb mértékben egy másik periódusban? Melyek voltak azok a tényezők, amelyek a növekedés, és melyek, amelyek a csökkenés irányába hatottak?

Kik? Hogyan érintette az egyes társadalmi csoportokat az átalakulás? Kik kerültek kedvezőbb és kik kedvezőtlenebb pozícióba? Milyen tényezők szükségesek ahhoz, hogy valakik a jövedelemeloszlás felsőbb régióiba kerüljenek, és milyen társadalmi jellemzőkkel írhatók körül azok a csoportok, akik szegények lesznek?

10.1. Módszertani tapasztalatok

A disszertáció a szakirodalom extenzív feldolgozásán kívül számos empirikus adatállomány közvetlen elemzését tartalmazza. A kapott eredmények zöme a TÁRKI által a kilencvenes években végzett háztartásvizsgálatokból származik. Az 1992 és 1997 közötti időszakra vonatkozóan a Magyar Háztartás Panel vizsgálat, 1998 és 2001 között pedig a TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálat évenkénti adatait, a Panel esetében pedig a keresztmetszeti mellett annak longitudinális adatállományait használom. Ezeken kívül 1987-re vonatkozóan a KSH jövedelem-felvételét, a kilencvenes években egyes speciális kérdésekre vonatkozóan pedig a TÁRKI, illetve más intézmények különféle eseti vizsgálatait (KSH Háztartási Költségvetés felvétel, TÁRKI „Reform” kutatás, „SOCO” felvétel, egyes években az ISSP vizsgálatok és a TÁRKI havi omnibusz vizsgálatai) használom. Valamennyi adatállomány megtalálható a TÁRKI Társadalomtudományi Adatbankjában.¹¹⁷

A módszerek tekintetében a disszertáció épít arra a tapasztalatra, ami a TÁRKI kutatói közösségében a jövedelemeloszlás, a szegénység és a társadalmi jövedelmek rétegeloszlása tekintetében kialakult. Az alkalmazott empirikus társadalomkutatásban a vizsgált témákra vonatkozóan a nemzetközi szakirodalomban kifinomult eszköztár fejlődött ki az 1970–1990-es években. Ennek elméleti továbbfejlesztésében és empirikus alkalmazásában a TÁRKI kutatói közössége mindig aktív részt vállalt. Az adatok megbízhatóságának és

¹¹⁷ Elérhető a www.tarki.hu címen.

érvényességének előremozdítását szolgáló empirikus adatfelvételi és adatminőség-javítási technikákon (kutatási design, kérdőív, hiányzó adatok kezelése, imputálás, súlyozás stb.) kívül számos statisztikai eszköz felhasználására van szükség az elemzéshez. A használt jövedelem fogalmak, a jövedelem elemek klasszifikációja, a háztartásfogalom, a munkaerő-piaci kategóriák osztályozása tekintetében a kutatás eredményei teljes mértékben összevethetők a legfontosabb nemzetközi adatbázisok felépítésében követett gyakorlattal. Az elemzés széles körben használja a nemzetközi gyakorlatban a jövedelemegyenlőtlenség mérésére kifejlesztett mutatószámokat és eljárásokat. A bonyolultabb jelenségek bemutatására a mutatóképzés különféle eljárásait, többváltozós regressziós modelleket és az egyenlőtlenségek dekompozíciójának nemzetközi szakirodalomban kifejlesztett eljárásait alkalmazom a tanulmányban.

A jövedelemeloszlás vizsgálata során a relatív jövedelmi pozíciók vizsgálatára helyeztem a hangsúlyt. Így volt ez az általános eloszlási jellemzők esetében és a jövedelemeloszlás széleinek vizsgálata során is. Akkor, amikor a szegénység elemzésére kerül sor, szintén a relatív szegénység koncepcióját használtam. Tudom, hogy számos esetben ez korlátozást jelent, hiszen a szegénység abszolút mérőszámai történeti és nemzetközi összehasonlításban is sokat tehetnek hozzá ismereteinkhez. Ez a szűkítés viszont lehetővé teszi azt, hogy több hangsúly helyeződjék a szóródási, eloszlási típusú elemzésekre.

A vizsgált jövedelmek tekintetében a háztartások által megszerzett és felhasznált jövedelmekből indultam ki. A munkaerőpiacon szerzett jövedelmek tekintetében természetesen az alapegység a munkavállaló/önálló/vállalkozó/foglalkoztatott egyén, de a jövedelmek végső eloszlása tekintetében az együtt élő, jövedelmeiket, hajlékukat és fogyasztásukat megosztó emberek között alakulnak ki az életesélyeket végső soron megszabó jövedelmi egyenlőtlenségek. Az elemzés alapegysége tehát az esetek elsősorú többségében a háztartásokban élő, a háztartás által birtokolt összes jövedelmeket egymás közt a feltételezések szerint egyenlő arányban megosztó egyén. Ez természetesen szükségessé teszi a háztartások együttélésében megjelenő mértgazdaságossági hatások tekintetbe vételét. Az ún. fogyasztási ekvivalencia skálák választása azonban önkényes elemeket is magában hordoz, ezért a tanulmány extenzíven teszteli a választott ekvivalencia skálák hatását az eredmények robusztusságára.

Hasonló érzékenységi tesztekkel kellett elvégezni az egyenlőtlenségi mutatók számításához tekintetbe időperiódusnak a mért eloszlásra gyakorolt hatásait illetően. Erre nagyon kiválóan alkalmas volt a Magyar Háztartás Panel longitudinális adatállománya. A tesztek eredményei

azt mutatják, hogy a választott időperiódus hossza befolyásolja a mért egyenlőtlenségek nagyságát. A kiválasztott időperiódus hosszabbodásával előbb kiegyenlítődnek a jövedelmek rövid távú szezonálisból fakadó esetlegességei és majd egyre inkább a hosszú távú életpálya hatások érvényesülnek. A tanulmány azonban szakirodalomban széles körben alkalmazott köztes megoldást alkalmazza, és a háztartások éves jövedelmeit vizsgálja.

A kismintás vizsgálatok előnye, hogy kisebb költséggel és gyakrabban elvégezhetőek. Hátrányuk azonban, hogy csak korlátozott részletességű elemzéseket tesznek lehetővé, és az adatok vulnerabilitása miatt külön óvatosságot igényel a belőlük számított eloszlási mérőszámok interpretációja. A jövedelemegyenlőtlenségekkel kapcsolatos szakirodalom (meglepő módon) viszonylag ritkán néz szembe a használt mutatók mintavételi hibájának lehetőségével. Ez minden bizonnyal annak köszönhető, hogy az aggregált, szintetikus egyenlőtlenségi mérőszámok mintahibája a szokásos axiomatikus eljárásokkal meglehetősen körülményes. Mivel azonban a becslési hibákkal számolni kell, ez a tanulmány a mintából vett minták adatainak szisztematikus elemzésével, *bootstrap*-eljárással, teszteli az egyes mutatók megbízhatósági szintjét.

A módszertani problémák egy része azonban nem mintavételi hibákból, hanem más forrásokból származik (kérdőív kontextus, szisztematikus vagy randomizált válaszmegtagadások, jövedelem eltagadás stb.) Ezekre vonatkozóan a tanulmány megfogalmaz néhány hipotézist, de ebben a tekintetben, hasonlóan más tanulmányokhoz, sokszor kell a puszta spekulációra hagyatkoznunk.

10.2. Legfontosabb eredmények

Magyarországon a mért jövedelmi egyenlőtlenségek az 1980-as évek elejéig minden rendelkezésre álló információ szerint csökkentek. Valamennyi itt vizsgált jövedelemegyenlőtlenségi mutató 1982-ben érte el a legalacsonyabb értéket, az egyenlőtlenségek a nyolcvanas évek elején kezdtek el növekedni akkor, amikor a gazdasági tevékenységek liberalizációja (több piaci jellegű elem bevezetése a gazdasági rendszer működésébe) jellemezte a gazdaságpolitikát. Ennek következtében jövedelmek szóródása 1987-ben már nagyjából akkora volt, mint amit 1967-ben mértek.

Az 1987 és a 2001 között számottevően nőttek az egyenlőtlenségek. Ebben az időszakban az egy főre jutó jövedelmek személyi eloszlására számolt Gini-mutató 0,24-ről 0,30 körüli értékre, a P90/P10 mutató 2,8-ről 4,0-re, az ekvivalens jövedelmekre számolt MLD-index

értéke csaknem 60 százalékkal, 0,092-ről 0,145-re emelkedett. A legfontosabb oki tényezőknek három csoportját különböztethetjük meg.

A vizsgált tíz évben először is a munka, a **munkalehetőségek társadalmi elosztása** változott meg. A kilencvenes évek végén lényegesen kevesebben vesznek részt az értékteremtő munkában, mint tizenöt évvel ezelőtt. Látni kell ugyanakkor azt is, hogy Magyarországon (eltérően számos más „átmeneti” országtól) nem a munkanélküliség volt magas, hanem a munkaerőpiacról való távolmaradás, az inaktivitás nőtt meg jelentős mértékben. Ennek közvetlen oka a gazdasági átalakulás kényszerei mellett nyilvánvalóan az volt, hogy a társadalompolitika rövid távú érdekei egyfajta „túlzott engedékenységet” diktáltak. (Többek között például a korai nyugdíjazás rendszerén keresztül kifejezetten ösztönzőleg hatottak a munkaerőpiac elhagyására, különösen azok számára, akik vagy egyéni körülményeik miatt, vagy a gazdaság strukturális átalakulása következtében egyébként is adaptációs nehézségekkel küzdöttek). Az egyenlőtlenségek alakulása szempontjából azonban ezek a folyamatok abba az irányba hatottak, hogy a háztartások munkaerő-piaci aktivitás szempontjából polarizálódtak: megnövekedett az aktív kereső nélküli háztartások aránya, lecsökkent a többkeresős háztartásoké. A teljes vizsgált időszakban a foglalkoztatási minták strukturális átalakulása gyakorolta a legnagyobb hatást az egyenlőtlenségek növekedésére.

A képzettség és az új ismeretek felértékelődése miatt az utóbbi évtizedben folyamatos versenyfutás zajlott a **technológiai fejlődés és az iskolarendszer, azon belül a felsőoktatás expanziója és minőségi átalakulása között**. A munka világán belül lezajlott egy erőteljes generációs és képzettségi átrendeződés. A gazdaságban teljesen új, a hagyományos gazdasági területeknél lényegesen jövedelmezőbb ágazatok jelentek meg, a szolgáltatásokban, pénzügyi szektorban, valamint az új gazdaság, a digitális világ ágazataiban. Ez a munkaerőpiac két csoportjának kedvezett különösképpen: azoknak, akik korszerűbb, rugalmasan konvertálható ismeretekkel rendelkeztek, illetve azoknak, akik mindjárt a pályájuk kezdetén képesek voltak a magasabb képzettségi szintjükkel jobban jövedelmező állásokat szerezni. Voltak visszaszoruló ágazatok is: mindenekelőtt ide tartozott a nehézipar és a mezőgazdaság. Ez az ágazati átrendeződés szelektíven érintette a háztartások különféle életkori/iskolázottsági/képzettségi/ munkaerő-piaci összetételű csoportjait.

Az jövedelmek egyenlőtlenségének alakulására számottevő hatást **gyakorolt az állami újraelosztás rendszere** is. A tanulmány ezek közül csak a pénzbeli újraelosztó programokkal foglalkozik, ezen belül megkülönböztetve társadalombiztosítási (keresetpótló) és a szociális (alapjövedelem jellegű vagy segélyezési típusú) támogatásokat. A jóléti újraelosztás

össességében csökkentette az egyenlőtlenségeket, bár az egyes programok hatása szelektív, és időben változó volt. Össességében azonban az újraelosztás végig jelentős volt, tehát az állami szociálpolitika az egyenlőtlenségek növekedésének ellen hatott.

Magyarországon a kilencvenes évek során fontos változások játszódtak le a különböző **szociális jövedelmek elosztási mintáit** illetően: a különféle támogatások „célzottsága” erőteljesen átalakult. A nyugdíjak elosztási mintáit jellemezte a legkisebb változékonyság. Az évtized során összességében a legalsó decilis részesedése csökkent leginkább a nyugdíjakból, 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 – az évtized vége felé már nagyobb fokú célzottságról beszélhetünk. Ezek a változások részben a szociálpolitikai rezsinváltásoknak, részben pedig a jóléti ellátások értéktartásának, illetve értékvesztésének voltak köszönhetőek.

Az egyenlőtlenségek növekedése az 1987–2001 közötti időszakban **három jól elkülöníthető periódusra** osztható. Az első időszak nagyjából 1987 és 1992 között tartott. Ezekben az években zajlott le a magyar gazdaság II. 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, 1997 és 2001 között növekedésnek indult a gazdaság, csökkent a munkanélküliség és az infláció. A három időszakban az egyenlőtlenségek alakulása jól elkülöníthető mintát mutatott.

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

jelentette, és nem az iskolarendszer kibocsátásának megváltozását) ebben az időszakban inkább egyenlőtlenségeket csökkentő hatása volt.

Az átalakulás második szakaszában (1992 és 1996 között) az egyenlőtlenségek továbbra is viszonylag számottevően, bár a korábbi időszakhoz képest kisebb mértékben nőttek. Nőtt a legfelső decilis részesedése az összes jövedelemből, emelkedett a felső percentilis aránya a mediánhoz, nőtt a Gini és az MLD értéke 0,121-ről 0,143-ra, tehát 19 százalékkal emelkedett. 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 nagy hatást gyakorolt az egyenlőtlenségek növekedésére a csoportok közötti egyenlőtlenség növekedése. Nem lehet azonban kizárni azt, hogy valamekkora mértékben a szóban forgó népességi részhalmazok iskolázottsági összetétele is meghatározó volt. Ebben az időszakban minden társadalmi kategóriában növekedett az egyenlőtlenség, a 60 év fölötti háztartásokat és a cigány háztartásokat kivéve, ahol egyaránt csökkent a belső egyenlőtlenség, ezek azonban csak kismértékben hatottak a teljes egyenlőtlenségre, és mivel mindkét csoport átlagjövedelmei csökkentek, nem is feltétlenül jártak az összes jövedelemegyenlőtlenségre csökkentő hatással.

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

A tanulmány külön figyelmet szentel a **relatív jövedelmi szegénység** alakulásának. A szegénység kiterjedtségének mértéke szintén emelkedett az 1980–1990-es évek fordulóján. Ezt mutatták ki az abszolút és a relatív jövedelmi szegénységi mutatók alapján készített számítások egyaránt. 1992 és 1997 között az ekvivalens jövedelmek alapján számolt személyi szegénységi ráta trendjében növekedett, utána pedig stagnáló-csökkenő mintát mutatott. A szegénység intenzitását kifejező mutatók közül a szegénységi rés-arány (a szegények átlagos távolsága a szegénységi küszöbtől) az 1998-as adatfelvételben mutatkozott a legnagyobb, utána csökkent. Ugyanilyen mintát mutatott az aggregált szegénységi deficit aránya a nem szegények jövedelméhez képest, valamint a Sen- és az FGT-indexek is.

Az egyenlőtlenségek alakulása tekintetében mindig megkülönböztetett figyelmet kapnak a **középrétegek**. Adataink szerint a rendszerváltást már a rendszerváltást megelőző évtizedben nyomon követhettük a középső jövedelmi decilisek relatív jövedelmi pozíciójának romlását. Ez felgyorsult a transzformációs válságidőszakában. A felső és a középső decilis távolságát jelző p90/p50 mutató még 1995-ig növekedett, aztán indult csökkenésnek, míg a legalsó rétegek és a medián távolságát jelző p50/p10 mutató ezzel ellentétesen mozgott. Ebből a szempontból érdekes a gazdasági növekedés szelektív hatása az egyes decilisek relatív jövedelmi pozícióira. A GDP legnagyobb esését követő évben (1992-ben) a nyolcadik deciliséig 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 decilisek voltak. A harmadik növekedési évnek csaknem minden jövedelmi csoport a haszonélvezője volt, a legalacsonyabb jövedelműek a leginkább. Azt ezt követő három évben a korábbiakhoz képest lényegesen dinamikusabb GDP-növekedés következett be. Ebben a periódusban először a legfelső decilisek profitáltak a növekedésből. Úgy találhattuk tehát, hogy a visszaesés elsősorban az egyébként is alacsonyabb jövedelmű csoportokból termelt veszteseket, a növekedési periódus pedig először a jómódúbbakat érte el, az alacsonyabb jövedelműekhez később juthattak el a növekedés eredményei.

Nemzetközi összehasonlításban vizsgálva az 1980-as években magyar jövedelemegyenlőtlenségek értéke akkora lehetett, mint amit a jóléti államokban mértek a nyolcvanas évek folyamán. Az átmenet időszakában növekedtek az egyenlőtlenségek, és

ezáltal Magyarország a kevésbé egyenlő országok csoportjába került. A kilencvenes évek közepén nálunk nagyobbak voltak az egyenlőtlenségek, mint az erős szociális állammal rendelkező fejlett országokban (skandináv országok, Ausztria) hasonlóak, mint Franciaországban, Németországban és Angliában, és még mindig kisebbek, mint például Olaszországban a gazdasági fejlettségben hozzánk közelebb álló európai félperiférián, például Görögországban vagy Törökországban, valamint az Európán kívüli angolszász országokban. Magyarországon nagyobbak tűnnek az egyenlőtlenségek sok más OECD-országhoz képest akkor, ha a középosztályok és a legmagasabb jövedelemmel rendelkezők felső 5 százaléka közötti távolságot nézzük. Van azonban számos olyan közepes fejlettségű vagy fejlettebb ország, amelyekről nem rendelkezünk megbízható adatokkal, és feltételezhetjük, hogy ott minden szempontból nagyobbak az egyenlőtlenségek, mint nálunk.

A **relatív szegénységi rátákat nemzetközi összehasonlításban** vizsgálva hasonló arányokat találhatunk. A magyarországi szegénységi adatok magasabbak, mint amit a kilencvenes évek elején az észak- és kontinentális európai országokban mértek, de alacsonyabbak, mint az olasz, spanyol arányok, vagy az angolszász országok szegénységi rátái, és jelentősen alatta vannak a szovjet utódállamok szegénységi rátáinak. A kilencvenes évek elején a visegrádi országok között Magyarországon a szegénység arányai magasabbak voltak, mint a hasonló nagyságú országokban és valamivel kisebbek, mint Lengyelországban.

A jövedelemeloszlás változása eltérő mértékben érintette az egyes társadalmi-demográfiai csoportok relatív jövedelmi pozícióit. A **demográfiai változók** közül a **nem** szerepe első látásra egyáltalán nem mutatkozik meg. Az egyes decilisek nemek szerinti összetétele statisztikailag szignifikáns mértékben egyáltalán nem tér el a teljes népesség nemi összetételétől. A jövedelemeloszlás és az életkor kapcsolatát vizsgálva egyfajta **generációs áttrendeződést** figyelhettünk meg a kilencvenes évek során. Összességében valamelyest csökkent a 20 év alattiak népességben belüli aránya ebben a periódusban, ugyanakkor erősen csökkent a fiatalok aránya a felső decilisekben, miközben az alsó két decilisben inkább nőtt az arányuk. Az időseknek az alsóbb jövedelmi csoportokban tapasztalt relatíve magasabb aránya 1992 és 2000 között fokozatosan tolódott a középső jövedelmi csoportok felé. Ugyanekkor a 20 év alattiak aránya a korábbi kevésbé egyértelműen meghatározható minta helyett egyre markánsabb negatív összefüggést kezdett mutatni a jövedelmi helyzettel.

1992 és 2000 között maradandó és minden bizonnyal kulcsfontosságú változások zajlottak le a népesség **iskolázottsági szerkezetében**. 36 százalékról 30 százalékra csökkent a legfeljebb általános iskolai végzettségű háztartásfőjű háztartásokban élők aránya, miközben a magasabb

iskolázottságú háztartások tagjainak aránya mindegyik kategóriában nőtt. Részben ennek a strukturális változásnak is köszönhető, hogy a legalsó ötödökben a második legalacsonyabb iskolai végzettségi kategóriában, a szakmunkásképzőt végzettek közé tartozók aránya növekedett meg. A középfokú és felsőfokú végzettségűek viszont egyre nagyobb arányban „töltötték meg” a felsőbb jövedelmi ötödöket.

Fontos és sokat emlegetett társadalmi egyenlőtlenségi dimenzió még az **etnikai hovatartozás**. A cigány háztartásokban élők szegénységi rátái az évtized elején is magasak voltak már, és ehhez képest még romlottak is. Ezen belül minél szigorúbb szegénységi definíciót alkalmazunk, annál magasabb lesz a szegénységben élő cigányok aránya. A **regionális és településszerkezeti** egyenlőtlenségek is markánsnak mondhatók. A budapestiek részaránya monoton nő, a falusiaké viszont monoton csökken az alacsonyabb jövedelmi decilisektől a magasabb jövedelmi decilisek felé haladva.

A háztartásfők **gazdasági aktivitását** tekintve a foglalkoztatott háztartásfők háztartásaiban élők száma csökkent, a nyugdíjasokéban élők pedig nőtt 1992 és 2000 között. Az egyes ötödöket azonban eltérően érintették ezek az átrendeződések. A legalsó ötödben a nyugdíjasoké csökkent, a gazdaságilag aktívaké (foglalkoztatottaké és munkanélkülieké) pedig nőtt. A második ötödben és attól fölfelé viszont a nyugdíjasok aránya nőtt, a foglalkoztatottaké pedig csökkent.

Többváltozós regressziós elemzések alapján azt mondhatjuk, hogy a háztartástagok jövedelemeloszlásban elfoglalt helyét a legnagyobb mértékben a **foglalkoztatottsággal kapcsolatos változók** szabják meg. A háztartásban levő foglalkoztatottak számának kicsit csökkenő, de az évtized folyamán végig fontos hatása volt. A háztartásfő **iskolázottsága** szignifikáns, jelentős pozitív kapcsolatot mutat a jövedelmi helyzettel, ami az évtized során enyhén talán még emelkedett is. A **demográfiai változók** közül a gyermekszám határozott, szignifikáns és negatív hatással van a jövedelmekre. Erős és eléggé meglepő változást tapasztalunk viszont a **háztartásfő életkora** szerint. 1992-ben még a háztartásfő életkora határozta meg a legnagyobb mértékben a jövedelmi helyzetet. Az évek előre haladtával a kor-jövedelmi profil az évtized elején még lassulva emelkedő minta helyett egy gyorsulva csökkenő mintát vett fel. Végezetül, a háztartásfő nemének gyakorlatilag nincs hatása, az **etnikai hovatartozás** enyhe negatív, a **lakhely településtípusa** pedig enyhe, de szignifikáns pozitív hatást gyakorol a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyre.

Abban a vizsgálatban, amelynek keretében a **tágabb értelemben vett anyagi-jóléti pozícióba** kerülés főbb meghatározóit kerestük szociológiai eszközökkel, azt találtuk, hogy

messze a legnagyobb mértékben a megkérdezettek iskolai végzettsége szerepelt meghatározó tényezőként. Ezt követte a megkérdezettek társas kapcsolatrendszerének intenzitását mutató változó magyarázó ereje, valamint annak a változónak a hatása, amelyikkel megkérdezetteknek az anómia skálán való elhelyezkedését mértük. A negyedik legfontosabb változónak az egyének munkaerő-piaci státusa, valamint idegen nyelvismerete mutatkozott. Ez alapján azt mondhatnánk: az, hogy az egyének az érvényesülés fent definiált lépcsőfokainak melyik fokára kerülnek, leginkább attól függ, hogy milyen az iskolai végzettségük, milyen kapcsolati hálóval rendelkeznek, mennyire mentesek az anomikus gondolkodástól, milyen munkaerő-piaci státusra sikerül szert tenniük, és mennyire beszélnek idegen nyelvet (ebben a sorrendben).

Modellünk eredményei szerint **a szegénységbe kerülés** legnagyobb mértékben az etnikai hovatartozástól és az inaktív munkaerő-piaci státustól függ: ezeknek a tényezőknek a jelenléte nagymértékben növeli meg annak esélyét, hogy valaki az alsó tizedbe kerül. (A cigányoknak mintegy 7,7 szoros, az inaktívoknak 3,6 szoros a legalsó tizedbe kerülési esélye a népesség többi részéhez képest). A nagyobb gyermekszám szintén növeli a szegénység esélyét (minden újabb gyermek másfélszeres kockázatot jelent). Felnőtt korban az életkorral előbb növekszik, majd csökken az elszegényedés kockázata. Nagyon fontos még az iskolai végzettség szerepe: magasabb iskolai végzettség jelentős védelmet nyújt az elszegényedés ellen: (eggyel magasabb iskolai fokozat felére csökkenti a szegénységbe kerülés esélyhányadosát). Elég fontos még az idegennyelv-ismeret is (egy újabb nyelv ismerete, minden egyéb tényezőt változatlanul tekintve, nagyjából szintén felére csökkenti a szegénységi kockázatot).

Az előrejutásra vonatkozó regressziós elemzések összefoglalásaként megállapíthattuk, hogy az anyagi-jóléti siker meghatározásában fontos szerepet játszanak az adottságok, ennél lényegesen nagyobb azonban azoknak az erőfeszítéseknek a szerepe, amit az egyének tesznek azért, hogy helyzetük javuljon. A jobb anyagi helyzet elérésében segíthet az, ha valakinek nagyobb mértékű erőforráskészlet áll rendelkezésre, a szó társas kapcsolatokat magában foglaló és személyes egészségi állapotot tükröző értelmében is. Végezetül, legalábbis az elemzésnek ezen a szintjén úgy tűnik, hogy a személyes beállítottságoknak és attitűdöknek inkább csak kiegészítő szerepe van.

A dolgozat a téma érdekéhez képest kevesebbet foglalkozott az egyenlőtlenségek szubjektív értékelésével. Magyarországon az emberek abszolút többsége úgy gondolja, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek túl nagyok. 1987 és 1999 között drasztikusan átrendeződött az a kép, ami az emberek fejében a társadalom szerkezetéről él. Az időszak végén lényegesen

egyenlőtlenebbnek gondolják az emberek a magyar társadalmat, mint ahogy azt időszak elején gondolták. Ez azzal párosult, hogy a rendszerváltás utáni Magyarországot a többi rendszerváltó országgal összevetve nálunk különösen magas a saját jövedelmeikkel, életszínvonalukkal elégedetlenek aránya. Ebben biztosan szerepet játszik az, hogy az igazságos elosztással kapcsolatos normatív standardok formálódásában komoly szerepet kapnak a referencia csoporthoz történő viszonyítások. A kilencvenes évek során a magyar társadalom egy része láthatóan referencia csoportot váltott. Az egyenlőtlenségek szubjektíven érzékelt nagysága és a ténylegesen mért adatok kismértékű emelkedése közötti látszólagos ellentmondást abban láttuk feloldhatónak, hogy az egyenlőtlenségek belső szerkezete abban az időszakban is folyamatosan változott, amikor az aggregált mértékek már stagnáltak. Ezek a változások összességében inkább az egyenlőtlenségek összesített mértékének csökkenését jelenthették, miközben az egyes érintett „vesztes” rétegek méltánytalanságként, esetleg az egyenlőtlenségek növekedéseként élhették meg mindezt.

FÜGGELÉKEK

1. FÜGGELÉK

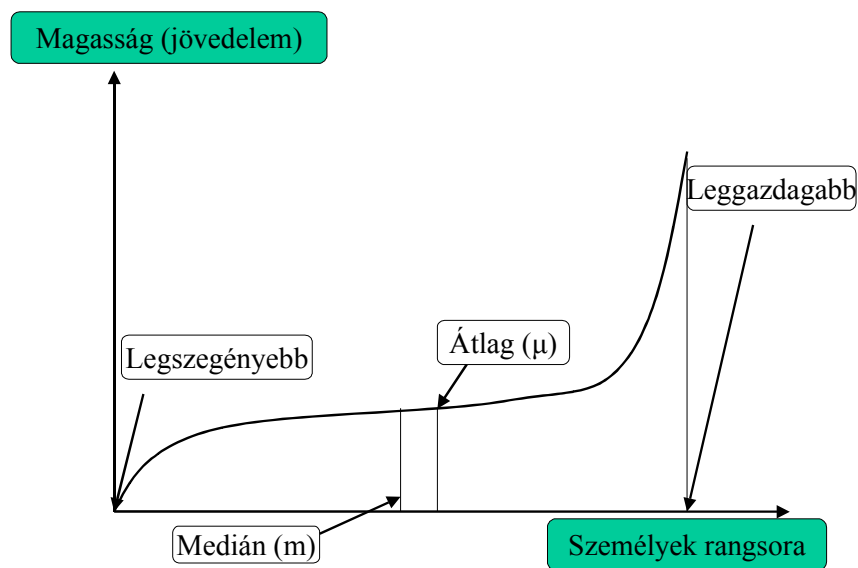
Ebben a függelékben részletesen áttekintem a jövedelmek eloszlásának különféle mérőszámait. Az áttekintés célja egyfelől az, hogy szabatos definíciókat adjak a tanulmányban használt statisztikákhoz, de céloom az is, hogy a mellékletet önmagában is használni tudják azok, akiknek egy egységes szerkezetű áttekintő munkára van szükségük. Olyan áttekintésre törekszem, ami a statisztikai mutatók tartalmát és jóléti implikációit egyszerre igyekszik bemutatni. Teljességre nem törekedtem, arra viszont igen, hogy elégséges számú módszertani segédeszköz álljon a rendelkezésünkre az elemzéshez.

F1.1. A jövedelmek eloszlásának egyszerűbb prezentációi és eloszlási típusú mérőszámai

Jan Pen [1971] sokat hivatkozott javaslata szerint úgy képzeljük el a jövedelemeloszlást, mintha valamifajta modern Prokrusztész segítségével a jövedelmükkel arányos magasságúvá tett emberek felvonulását figyelnénk. Előbb adósságoktól gyötört normál magasságú „negatív emberek” jönnek, akiket pozitív, de nagyon kicsi, cigaretta nagyságú gnómkok (iskolás gyerekek, csődbement vállalkozók, jövedelem nélküli háziasszonyok) követnek. Utánuk az előbbieknél lényegesen magasabb, de még mindig nagyon kis jövedelmű csoportok (nyári munkát végző diáklányok, munkaerőpiacról kiszorult csoportok, idős nyugdíjasok, rokkantak, tartásdíj nélküli egyedülálló anyák, meg nem értett művészek, munkanélküliek, segélyezettek) következnek. A parádé első 10 perce után mintegy 15 percig jönnek a rosszul fizetett törpe nagyságú betanított munkások, és ez így megy sokáig. Már mintegy 45 perce megy a parádé és még átlag alatti magasságú szakmunkások, hivatali alkalmazottak masíroznak. Csak mintegy 12 perccel az egyórás parádé vége előtt érkeznek meg az átlagos jövedelmű egyén és környezete. (Pen felsorolásában ők a tanárok, középszintű tisztviselők, kisebb boltosok, gazdagabb farmerek, biztosítási ügynökök.) Az átlag elhaladása után a felvonulók magassága hirtelen emelkedni kezd, az utolsó hat percben megérkezik a felső 10 százalék. F fiatal feltörekvők, középvezetők jönnek 2–2,5 méter magasságig. Az utolsó néhány percben érkezik néhány óriás: közepesen sikeres ügyvéd, mintegy 50 méter magas, sikeres mérnökök és

szabadfoglalkozású orvosok érkeznek. Az utolsó egy percben még magasabbak lesznek a felvonulók (50–60 métereseek): egyetemi professzorok, vállalatvezetők, menő könyvelők, aztán 60 méter fölött a sebészek. Az utolsó néhány másodpercben tűnek fel a toronymagasságúak: leginkább a top menedzserek és más sikeres üzletemberek, és még mindig csak a fizetésből élők vonulnak. A parádé utolsó pillanatában érkezik néhány mérföldes magasságú gigász, akinek még becsülni is nehéz a jövedelmét (Pen az olajmágnás J.P. Gettyt említi akkor, ma minden bizonnyal Bill Gatest emlegetné).

F1.1 ábra: A jövedelemeloszlás illusztrációja Pen parádéja segítségével: az emberek rangsorolása jövedelmeik alapján

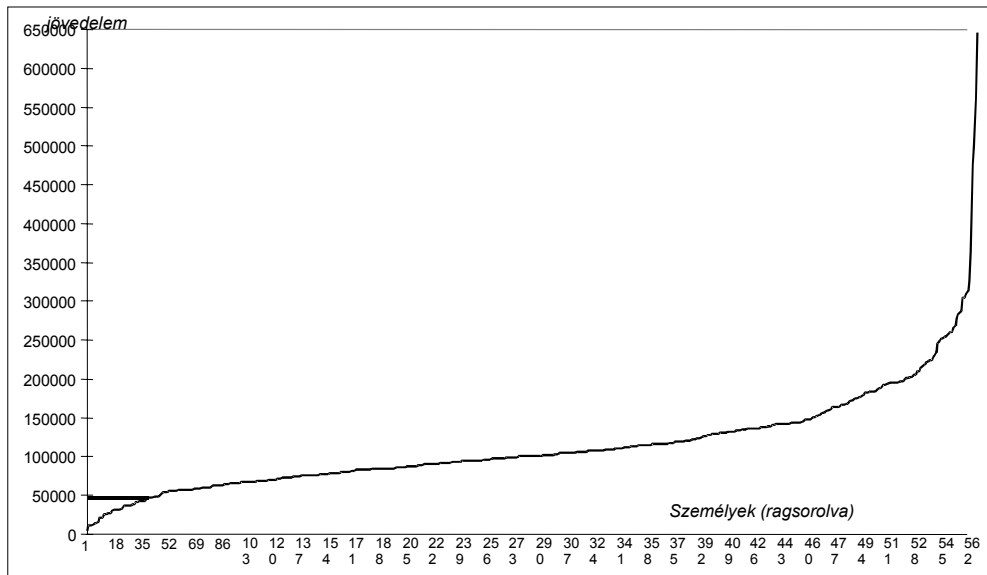


Pen parádéja mellett, hogy nagyon szemléletesen illusztrálja a jövedelmek egyenlőtlen eloszlását, számos mérési, módszertani kérdés bemutatására kiváló lehetőségeket ad. Nem érdektelen megfigyelni a bemutató szociológiai tartalmát sem, vagyis azt, hogy az adott jövedelemeloszlás különböző szintjeit milyen társadalmi-foglalkozási kategóriák foglalják el. Az eltelt időt (a felvonulók sorrendjét) a vízszintes tengelyen, a jövedelmeket (a felvonulók magasságát) a függőleges tengelyen ábrázolva F1.1. ábrát állíthatjuk elő.

A magyarországi jövedelemeloszlást Pen ajánlásának megfelelően a F1.2. ábra mutatja. Láthatjuk, hogy a kép nagyon hasonló. Vegyük most valamennyi lehetséges jövedelmi szinten azoknak az egyéneknek a számát, akik a kiválasztott jövedelemnél kevesebbel rendelkeznek. Ezt egy koordináta-rendszerben ábrázolva azt fogjuk találni, hogy a kapott kumulatív eloszlásfüggvény alakja egy adott eloszlás esetén pontosan megegyezik Pen parádéjának mintájával. Az eloszlás egy másik grafikus prezentációja az, ha a gyakoriságokat mutatjuk be valamilyen kiválasztott

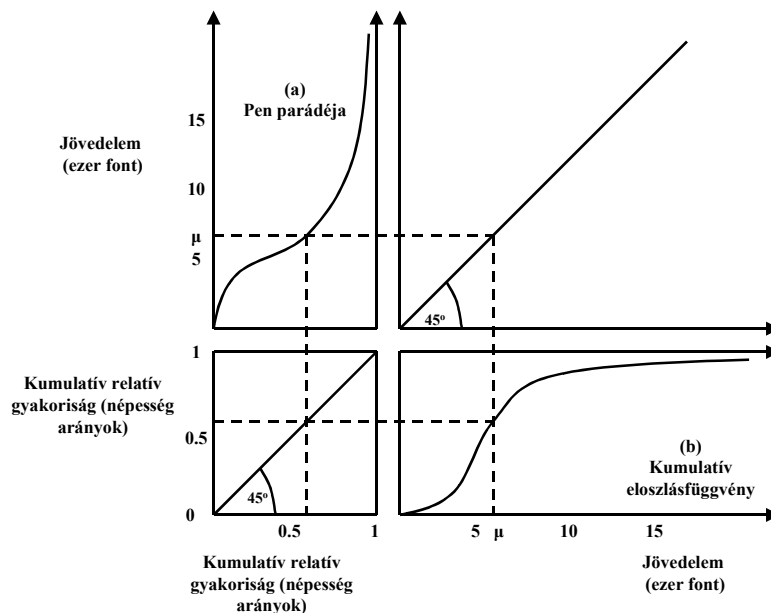
osztályközök szerint. Látható, hogy az eloszlás erősen balra sűrűsödik, hosszú, jobbra elnyúló szára van a gyakorisági görbének. (F1.3. és F1.3a. ábrák) Ha azonban a jövedelmek logaritmusának a gyakorisági eloszlását ábrázoljuk, akkor egy a normális eloszláshoz valamivel hasonlóbb elosztási mintát fogunk találni, bár itt is látható a görbe jobbra erősen elnyúló alakja.

F1.2. ábra: Pen parádéja Magyarországon: egy főre jutó jövedelmek alapján rangsorolt személyek jövedelmei 1992-ben



Forrás: MHP (A) I. hullámából vett 10 százalékos minta.

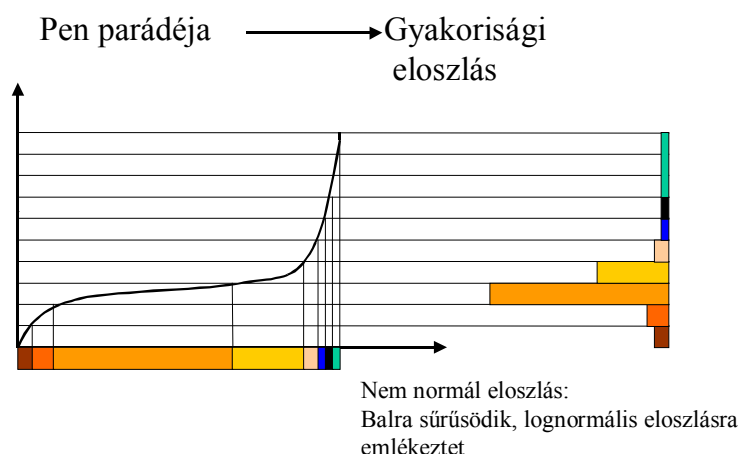
F1.3a. ábra: Pen parádéja és a kumulatív eloszlásfüggvény



Forrás: Jenkins [1991 1.3. ábra]

A különböző empirikus eloszlások természetesen egymástól lényegesen eltérő mintákat mutathatnak, amelyek között vannak egyenlőbb és kevésbé egyenlő eloszlások. (Pen leírása alapján például intuitíven úgy tűnik, hogy az általa leírt jövedelemeloszlás egyenlőtlenebb annál, mint amit Magyarországon találtunk.) A következőkben arról lesz szó, hogy milyen eszközeink vannak arra, hogy alternatív jövedelemeloszlásokat rangsorolni tudjunk.

F1.3b. ábra: Pen parádéja és a gyakorisági eloszlás



F1.1.1. Eloszlási típusú mérőszámok

Jelölje Y a jövedelmet, N a népességet. Ekkor $D(Y)$ eloszlás meghatározható az y_i ($i=1,2,3, \dots, n$) egy lehetséges elrendezéseként. Jelöljük az adott népesség belüli legkisebb jövedelmet az y_{min} , a legnagyobbat pedig y_{max} konvencióval. Az adott népesség belül jelölje $\mu=(1/n)\sum y_i$ a jövedelmek átlagát, γ pedig azt a jövedelmi értéket, ami ahhoz az egyénhez tartozik, akinek az y_i -re rendezett népesség belüli sorszáma $n/2$, vagyis a medián személyhez tartozó jövedelmet.

Ekkor az adott $D(y)$ eloszlás egyszerűen jellemezhető bizonyos alapvető statisztikai mérőszámokkal. A társadalmi-gazdasági változók eloszlása igen gyakran baloldali aszimmetrikus, ahol $\gamma < \mu$. Adódna tehát, hogy az egyenlőtlenség mérőszámaként használjuk a medián és az átlag arányát (μ/γ). Számos esetben használják is ezt a mérőszámot, nagy hátránya azonban az, hogy két ugyanakkora arányhoz a $D(y)$ eloszlások rendkívül sokféle kombinációja rendelhető hozzá, tehát nem tekinthetjük egyértelmű mérőszámnak.

Az egyenlőtlenségek irodalmában gyakran indulnak ki a legnagyobb és a legkisebb jövedelmek közötti különbség nagyságából. A terjedelem mérőszáma

$$R1 = y_{max} - y_{min}.$$

azonban rendkívül érzékeny az extrém értékekre, ezért sokszor nem ebben a formájában használják az egyenlőtlenségek jellemzésére, hanem úgy, hogy a népességet csoportokra (egyenlő nagyságú kvartilisekre) osztva a legszélső csoportok átlagjövedelmét vetik össze egymással. Gyakran használatos például az alsó és felső decilisek átlagjövedelmeinek aránya, amit a fenti jelölésekkel a következőképpen határozhatunk meg:

$$R2 = (1/10n)(\sum_{i=m \dots n} y_i) / (1/10n)(\sum_{i=1 \dots k} y_i),$$

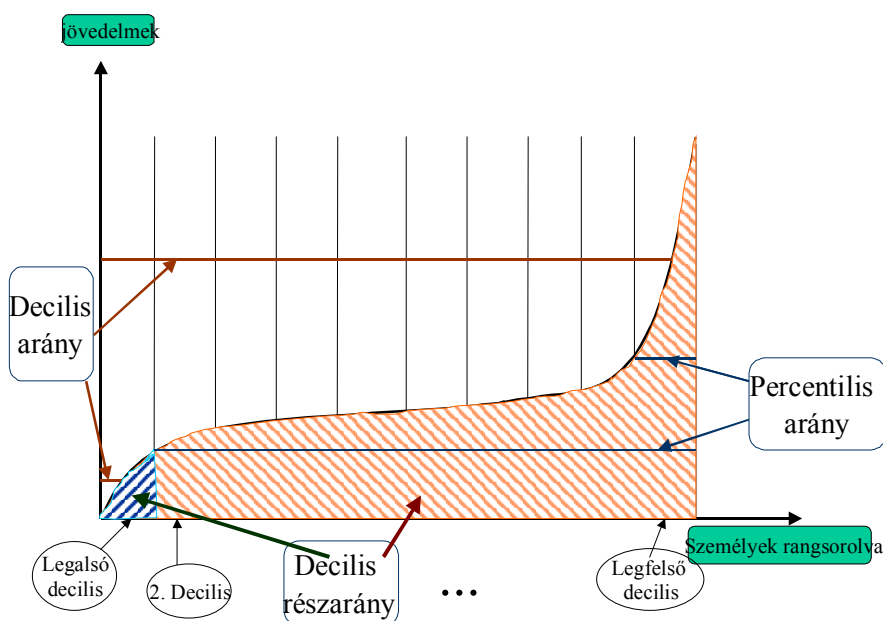
ahol $k = n/10$, valamint $m = 9n/10$.

Ha egy pillanatra visszatérünk a magyarországi jövedelemeloszlás Pen parádéjaként történő ábrázolásához, a F1.4. ábrán a vízszintes tengelyen 10 egységként húzott vonalak jelzik az egyes decilisek határait. Ezeken belül határozhatók meg az átlagos jövedelmek. Jól látszik az is, hogy a szélső decilisekben számított átlagok sokat javítanak a terjedelem egyszerű mérőszámának ($R1$) bizonytalanságán, a problémát azonban továbbra sem oldják meg. Az átlagértékek ugyanis természetesen tartalmazzák a legszélső értékeket is, ami egy olyan esetben, ha nem teljes körű, hanem mintavételre épülő adataink vannak, továbbra is komoly problémákat okozhat. Ugyanennek a mutatónak egy másik változata az, amikor nem az egyes decilisekben található y_i jövedelmek átlagát, hanem azok összegének relatív arányait vetjük össze. Legyen az adott eloszlásban szereplő összes jövedelem $Y = \sum_{i=1 \dots n} y_i$, valamint legyen a legalsó decilis összes jövedelme $Y_1 = (\sum_{i=1 \dots k} y_i)$, a legfelső decilis összes jövedelme pedig $Y_{10} = (\sum_{i=1 \dots n} y_i)$. Ekkor a legalsó decilis által birtokolt összes jövedelem részaránya $S_1 = Y_1/Y$ lesz, a legfelső decilis által birtokolt jövedelem részaránya pedig $S_{10} = Y_{10}/Y$ lesz. Az egyes decilisek részarányán alapuló jövedelemegyenlőtlenségi mutatót pedig az

$$R3 = Y_{10}/Y_1 = S_{10}/S_1$$

formulával határozhatjuk meg. Ennek a mutatónak a szélső értékekkel kapcsolatos érzékenysége hajszálpontosan megegyezik $R2$ efféle érzékenységgel. Az $R3$ mutató egyébként a grafikus ábrázolásban azt jelenti, hogy ha vennénk a F1.4. ábrán az alsó decilishatárig ($Q1$) az összes jövedelmet (ami egyenlő a görbe alatti területtel) és ezzel elosztanánk a legfelső decilis alsó határától ($Q9$) fölfelé a görbe alatti területet.

F1.4. ábra: Néhány alapvető jövedelemegyenlőtlenségi mérőszám



Megjegyzés: nagyfokú szórás a széleken, kisebb szórás másutt

Az említett két decilis-határpont lehetővé teszi egy újabb terjedelemtípusú egyenlőtlenségi mérőszám meghatározását. Ha ugyanis vesszük ennek a két pontnak az arányát

$$R3=Q9/Q1,$$

akkor egy a szélső értékek volatilitásával szemben kevésbé érzékeny mutatóhoz jutunk. A percentilisek aránya tehát az eddigiek közül a leginkább robusztusnak tekinthető mérőszám.

Különböző eloszlások összehasonlítására jól jöhet, ha az eloszlások percentilis értékeit a medián százalékában határozzuk meg. Ezzel ki lehet szűrni az egyes eloszlások (pl. a különböző országok vagy régiók) közötti jövedelem szintbeli különbségeket. Ebben az esetben a terjedelem típusú mérőszámunk az

$$R4=P90/P10 \text{ lesz,}$$

ahol $P10=Q1/\lambda$ és $P90=Q9/\lambda$.

A terjedelemtípusú mérőszámok nagy előnye, hogy egyszerűek, könnyen interpretálhatóak és az egyenlőtlenségekről a közbeszédben használatos fogalmakkal is többé-kevésbé összhangban vannak. Hátrányuk egyfelől a szélső értékekkel szembeni érzékenység, másfelől pedig az, hogy nem mondanak semmit arról, hogy a jövedelemeloszlás „belsejében” miképpen jellemezhetők a megfigyelési egységek közötti különbségek. Noha valamennyien megfelelnek az anonimitási és a népességfüggetlenségi axiómának, egyikük sem tud eleget

tenni a transzfer axiómának és a tényezőkre bonthatóságnak, ráadásul nem is skálafüggetlenek, továbbá nem tesznek eleget a monotonitási axiómának sem.

F1.1.2. Eloszlási típusú mérőszámok: néhány finomítás

Az eloszlási típusú mérőszámok legsúlyosabb hátránya, hogy nem tudják kimutatni, miben különbözik egymástól két eloszlás, ha valami változás következett be a szóban forgó eloszlások „belsejében”. Ha például a jövedelemeloszlás közepén mondjuk azoktól, akik a hetedik és a nyolcadik decilisben vannak, pontosan annyi jövedelmet csoportosítunk át az ötödik és a hatodik jövedelmi decilis tagjaihoz, hogy e négy decilis átlagjövedelmei egymással megegyezzenek, akkor egy a kiindulóhoz képest nyilvánvalóan más eloszláshoz jutottunk. Hétköznapi megérzésünk legalábbis azt súgja, hogy ez utóbbi eloszlás „más”, mint az előbbi volt, a terjedelemtípusú mérőszámok azonban ebből semmit nem mutatnak ki.

A szigorúan a terjedelemmel (ha azt a legnagyobb és a legalacsonyabb jövedelem vagy a szélső jövedelmi csoportok átlagjövedelme *különbségeként* fogjuk fel) operáló mérőszámok további hátránya az, hogy az összes jövedelem arányos növekedését a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedéseként mutatják ki. Azok a terjedelmi típusú mérőszámok viszont, amelyek a szélső esetek vagy azok csoportjainak jövedelmi *arányaival* operálnak, a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkenéseként fogják kimutatni, ha valamennyi jövedelmet egységes összeggel megemeljük. Ez és az ehhez hasonló *skála-érzékenységek* enyhíthetők azzal, ha a jövedelmeken valamilyen skálatranszformációt hajtunk végre. Ha a vizsgált eloszláson belül valamennyi jövedelmet eloszjuk az átlaggal (vagy a mediánnal) és így egy átlagtól (mediántól) független eloszlási mérőszámhoz juthatunk. Más típusú megoldást jelenthet az, ha az egyes jövedelmeket a medián százalékában fejezzük ki, majd e százalékos megoszlást osztályközökkel ábrázolva nem a jövedelmek, hanem a népesség arányainak segítségével jellemezzük a jövedelemeloszlás nagyságát.

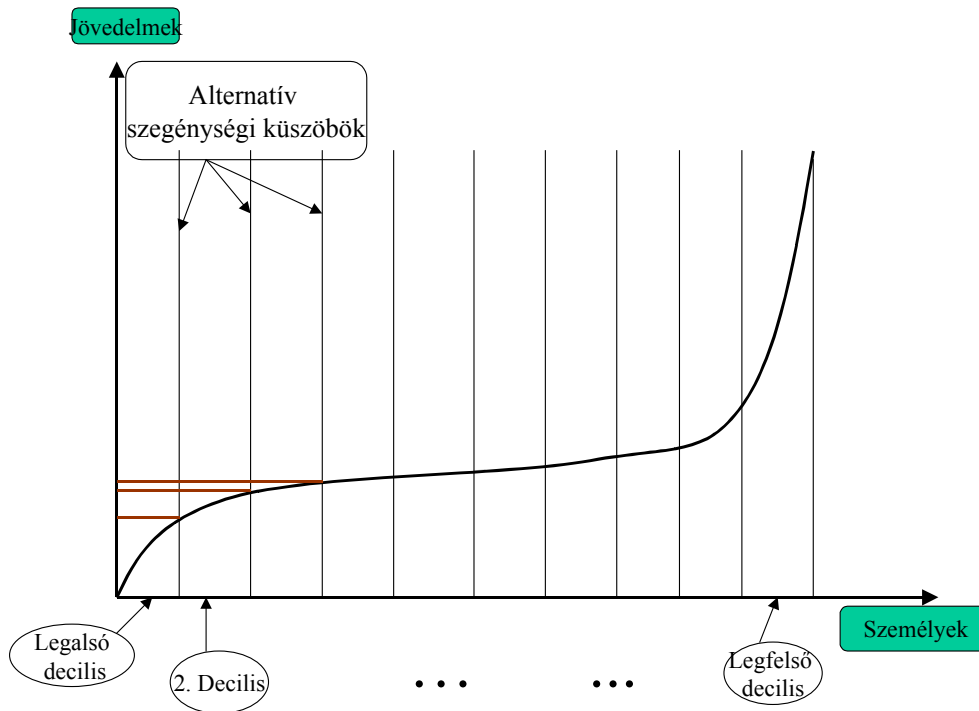
F1.1.3. Az eloszlás alsó széle: szegénység kiterjedtségének mérőszámai

A szegénység általában a szó tágabb értelmében vett erőforrások hiányát jelenti. Alacsony jövedelmet is, de emellett nem megfelelő oktatási vagy egészségi ellátást, nem megfelelő táplálkozást, hatalom nélküliséget, beleszólástól való megfosztottságot. (World Bank [2000]) A szó legtágabb értelmében vett megfosztottság éppen azt jelenti, hogy a szegények nem

rendelkeznek a társadalomban való normális életvitelhez szükséges erőforrásokkal, nem tudják megvalósítani a *mainstream* számára esetleg könnyen elérhető fogyasztási mintákat. A szegénység mérésének jövedelmi módszerével megtudunk valamit az alacsony jövedelműségről, de kevés ismeretünk lesz például a direkt módszerrel esetleg feltérképezhető inadekvát fogyasztási mintákról. A konceptuális szűkítésnek ezeket a problémáit a tanulmány 2. Függeléke részletesebben tárgyalja. Mindazonáltal a jövedelmi szegénység mérőszámait (hasonlóképpen a jövedelemeloszlás mérőszámaihoz) nem köti semmi önmagában a jövedelemhez. Ha sikerülne olyan, a tágabb értelemben vett fogyasztási mintákat is tekintetbe vevő mérőszámokat előállítani, amelyek, mint a jövedelmek, legalább intervallum-skálán mérhetők, az itt bemutatott jelzőszámok túlnyomó többsége továbbra is alkalmazható maradna.

Visszatérve a Pen-analógiához, kétféleképpen lehet szegénységi küszöbszámot meghatározni. Egy, külső abszolút (a konkrét elosztástól függetlenül meghatározott) mérce alkalmazásával, azt a jövedelemeloszlásra vetítve szabtuk meg az *abszolút szegénységi küszöböt*. Ennek alternatívájaként *a relatív küszöbszámokat* nem kívülről oktrojáljuk, hanem valamilyen módon magából az eloszlásból vezetjük le, például azt mondjuk, hogy mindenki, aki alacsonyabb az átlagos magasságú megfigyelő derekánál, vagy szigorúbb esetben a térdénél, az szegény. Természetesen mondhatjuk azt is, hogy azokat tekintjük szegénynek, akik a parádé első 6 percében vagy első 12 percében érkeznek, függetlenül attól, hogy milyen magasak. Mindkét utóbbi technika *relatív szegénységi küszöböt* szab meg, előbb az átlag (vagy, kerülendő a szélső értékeknek való kiszolgáltatottságot, a medián) százalékában, utóbb az egész eloszlás bizonyos százalékában (tizedében, ötödében vagy más tetszőlegesen választott kvartilisében).

F1.6. ábra: Jövedelmi szegénység definiálása a decilisek segítségével



Megjegyzés: a szegénységi ráta fix, ha decilisek vagy kvintilisek segítségével definiáljuk

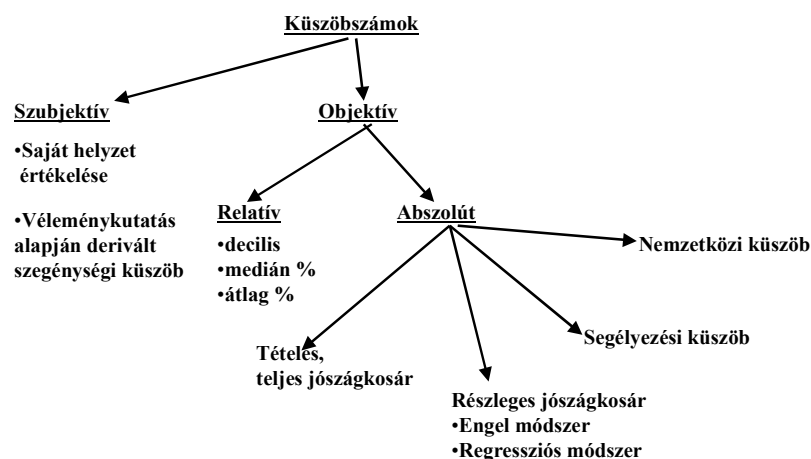
Abszolút szegénységi küszöbszámok meghatározásához arra van szükségünk, hogy megszabjuk, mekkora is az adott népességben a minimális megélhetéshez szükséges jövedelmek nagysága. A háztartási kiadási statisztikákra épülő küszöbértékeket célzó eljárások alkalmazásakor megfigyeljük, hogy egy adott népességben milyen javak szükségesek minimálisan a társadalomban való túléléshez vagy a társadalmilag elfogadható színvonalú életvitelhez¹¹⁸ és miután definiáltuk e javakat, hozzájuk rendeljük az adott körülmények között rájuk érvényes árakat, megkaphatjuk a megélhetési minimum összegét.¹¹⁹ Számos esetben nem az összes javakat veszik számba, hanem csak a javaknak egy részét. Ilyen eljárás például az, hogy az Engel által leírt összefüggést felhasználva, miszerint a különböző társadalmi rétegek fogyasztásában az élelmiszer a jövedelem növekedésével csökkenő arányt tesz ki, az élelmiszerfogyasztásra számolnak ki valamilyen minimális összeget és ezt egy empirikus becslés révén nyert együtthatóval szorozva kapják meg a szegénységi küszöbszámot.

¹¹⁸ Előbbi felel meg a tíz évvel ezelőtti magyar szóhasználatnál a létminimumnak, utóbbi pedig a társadalmi minimumnak.

¹¹⁹ E szegénységi koncepció eredete J. Rowntree [1901] munkájáig megy vissza. Ő a szegénységi küszöböt élelmiszeri, ruházati és lakhatási elvárások alapján állapította meg.

Társadalompolitikai célú elemzésekben sokszor megfigyelik, hogy az adott közösségen belül a *szociálpolitikai intézményrendszer* hol húzza meg a segélyezési küszöböt és ezt használják statisztikai célokra is. Az alapvetően szintén a minimális fogyasztási szükségletek szem előtt tartásával megállapított segélyezési küszöb általában valamilyen társadalmi konszenzust tükröz és segítségével közelíthető, hogy az adott országban mekkora a társadalmilag elfogadható megélhetés küszöbértéke (amit persze nem csak az értékítéletek határoznak meg, hanem a segélyezés számára elérhető, illetve a segélyezésre az adott társadalompolitikai kontextusban szánt összegek is). Végezetül elképzelhető az is, hogy valamelyik másik országban vagy országok egy csoportjában alkalmazott szegénységi küszöbhez mérik egy adott közösség individuumainak a jövedelmi szintjét.

F1.7. ábra: A jövedelmi szegénység küszöbszámai: fogalmak és definíciók



Mind az abszolút, mind a relatív szegénységi küszöbök *objektív*, ellenőrizhető, reprodukálható, személyek között összehasonlítható értékek. Ezekről eltérnek az ún. *szubjektív* szegénységi mérőszámok, melyek koncepciója szerint azt, hogy ki tekinthető szegénynek, maguk a szegények tudják a legjobban. (A jóléti közgazdaságtan nyelvén ez annyit tesz, hogy hasznossági függvényeik mások számára nem hozzáférhetők, azokat ők maguk tudják definiálni.) A szubjektív szegénység meghatározása ennél fogva nem is foglal magában egy egységes küszöbszámot. A szubjektív szegénység kiterjedéséhez úgy juthatunk el, hogy egy adott népességen (vagy az adott népességre reprezentatív mintán) belül

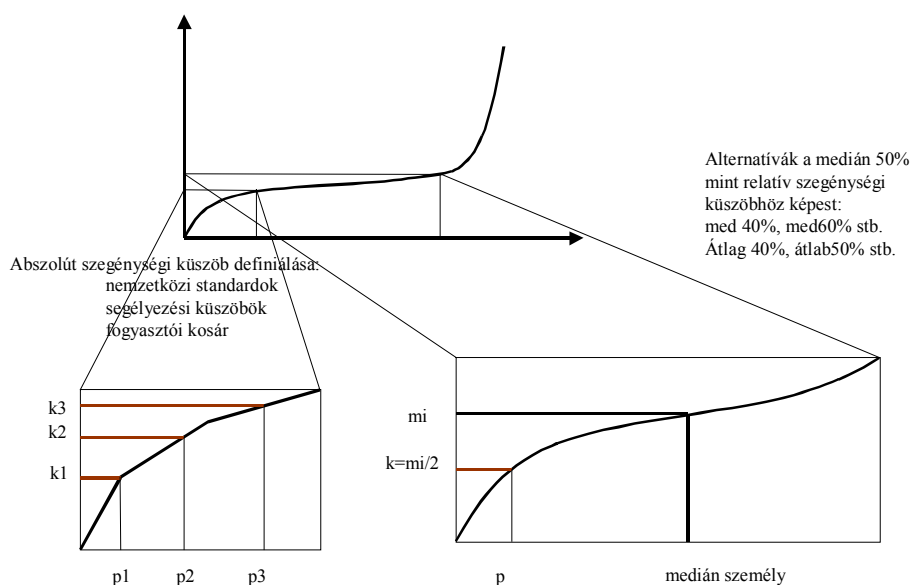
mindenkit megkérdezzük, hogy magukat a szegények csoportjába sorolják-e. A szegénységi küszöbszámoknak egy sajátos esete az, amikor a küszöbszámot magát abból vezetik le, hogy egy adott népességben az emberek mekkora jövedelmet tekintenek a minimális létez szükségesnek. Miután ezt meghatározták, a szegénységi küszöböt már mint sajátos „abszolút” határt használják a szegénységi ráta meghatározására.

A jövedelmi szegénység mérőszámainak bemutatásához tekintsük továbbra is a $D(y_1, y_2, \dots, y_p, y_q, \dots, y_n)$, Pen parádéjának megfelelően rendezett eloszlással jellemzett népességet, jelöljük k -val a szegénységi küszöböt, legyen $\mu = (1/n)\sum y_i$ az átlag és $\gamma = y_{i=n/2}$ a medián jövedelem. Ekkor, ha az adott népességben a szegénységi küszöbnél p számú egyén jövedelme kisebb, a szegénységi küszöb a népességet két részre osztja, egy $D1(y_1, y_2, \dots, y_p)$ eloszlással jellemzett és egy $D2(y_q, \dots, y_n)$ résznépességre. A szegénységi ráta (H) a teljes népességhez viszonyítva mutatja meg a szegények arányát:

$$H = p/n.$$

A szegénységi rátának mint mérőszámnak a tulajdonságai alapvetően attól függenek, hogy magát a szegénységi küszöböt melyik eljárással definiáltuk. Ha *abszolút szegénységi* küszöböt alkalmaztunk, akkor az az eloszlás szempontjából exogén módon szeleteli le a szegényeket és a nem szegényeket, míg ha szegénységi küszöböt *relatív mérőszámként* szabtuk meg, akkor a szegénységi ráta alapvetően az eloszlás mintájától függ. Az irodalomban leggyakrabban használatos *relatív szegénységi ráták* egyik része az eloszlás kvartiliseihez, a másik részük pedig az eloszlás egyes alaki mutatóihoz kapcsolódik. Ha a szegénységi ráta a kvartilisekhez (ötödhez, tizedhez, huszadhoz stb.) kapcsolódik, akkor annak értéke definíció szerint adott. Ennek a koncepciónak is van értelme, ha például nem arra vagyunk kíváncsiak, hogy mekkora a szegénység kiterjedtsége, hanem arra, hogy milyen lehet például a szegények összetétele a nem szegényekhez viszonyítva.

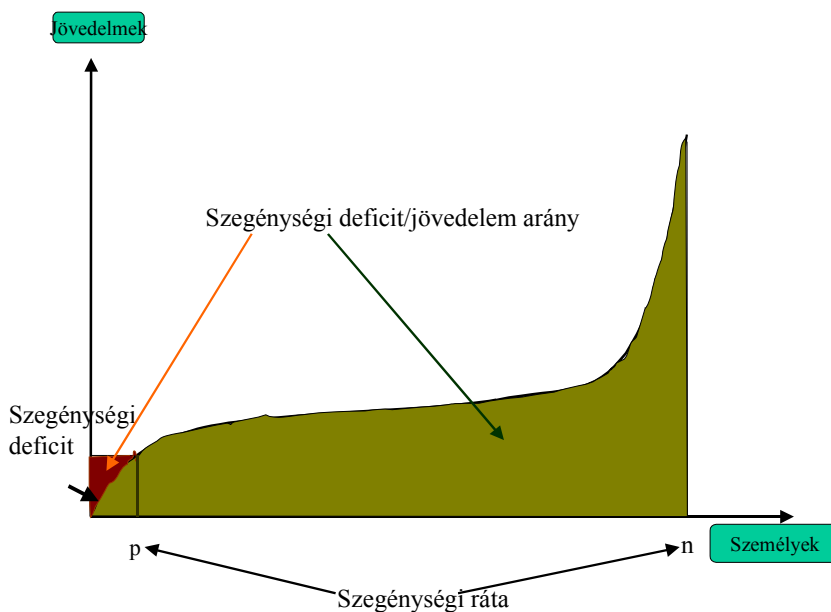
F1.8. ábra: Szegénységi küszöbök alternatív definíciói



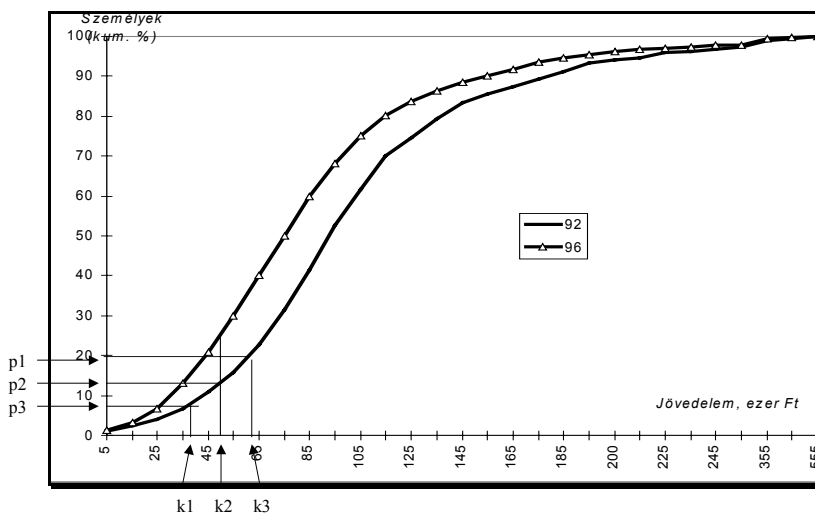
A relatív szegénységi küszöbök másik típusa esetén az eloszlás alakja (például az átlagnak vagy a mediánnak az elhelyezkedése) szabja meg a szegények számát. (F1.8–F1.10. ábrák)

Ha az átlag lényegesen meghaladja a mediánt, nyilvánvaló, hogy az átlag százalékában meghatározott szegénység is nagyobb értéket fog felvenni, mint a medián százalékában meghatározott szegénység. Interpretációs óvatosságra int az, hogy az átlag és a medián együttes mozgása a szegénységi ráta nagyon sokféle értékét eredményezheti. A szakirodalomban a leggyakrabban használatos relatív szegénységi mérőszámok esetében a gondosabb elemzések éppen ezért nem egy küszöbszámot használnak, hanem párhuzamosan többet, és az egyes küszöbszámok változtatásával tesztelik a szegénységi ráta és más mutatók érzékenységét. Leginkább a medián 50 százalékánál ($k=y_p=\lambda/2$) vagy annak környékén (40–60%-ánál) húzzák meg a szegénység határát.

F1.9. ábra: Néhány alapvető szegénységi mérőszám



F1.10. ábra: A szegények száma, alternatív szegénységi küszöbök mellett



Egy árnyalt szegénységi elemzés során a részhalmazra is kiszámíthatjuk mindazokat az eloszlási típusú mérőszámokat, amelyek az egész eloszlást jellemezték. Itt is lehetséges tehát valamelyest finomítani az eloszlási típusú mérőszámokat, érzékenyebbé tehetjük őket,

nyilvánvaló azonban, hogy az efféle praktikák lehetőségei korlátozottak. Ezért, ha árnyaltabban szeretnénk megragadni az egyes teljes és részleges jövedelemeloszlások alakját és jellemzőit, olyan mérőszámok után kell néznünk, amelyek az egyes eloszlások valamennyi elemének relatív helyzetét feldolgozzák.

F1.2. Szóródási típusú mérőszámok¹²⁰

A szóródási típusú mérőszámok az eloszlás valamennyi elemének figyelembe vételével fejezik ki az eloszlás jellemzőit. Itt mindig arról van szó, hogy vesszük egy adott N elemű $D(y)$ eloszlás összes y_1, y_2, \dots, y_N elemét, és az ezekből készített indexek segítségével igyekszünk eldönteni, hogy melyik eloszlás az „egyenlőbb” és melyik az „egyenlőtlenebb”. A mutatók egyik típusa az egyedi értékeket és az átlagot, a másik pedig az összes értéket páronként veti össze.

F1.2.1. Az egyedi értékeket az átlaghoz viszonyító mutatók

Szóródási típusú egyenlőtlenégi mérőszámok egyik része az *átlagtól való átlagos eltérés*

$$\delta = (1/n) \sum_{i=1 \dots n} |y_i - \mu|$$

felhasználásával mutatja az egyenlőtlenégeket. Ha ezt függetlenné akarnánk tenni az átlagtól, akkor a δ/μ formulát kellene alkalmaznunk.

A variancia (szórásnégyzet) mutatója nem az abszolút értékkel, hanem az átlagtól való eltérések négyzetre emelésével

$$V = (1/n) \sum_{i=1 \dots n} (y_i - \mu)^2$$

„súlyozza” az átlagtól mért nagyobb eltéréseket és így tekintettel van az átlagtól távoli régiókban történő transzferekre. Ebben az esetben tehát az átlagtól minél tovább következik be valamilyen jövedelem transzfer, annál nagyobb mértékben változik a mutató értéke. Továbbá, bármilyen a szegény embertől a gazdag ember felé irányuló transzfer növeli a szórásnégyzet értékét. Nem teljesül viszont a skálafüggetlenségi axióma a variancia

¹²⁰ E mutatók előnyeinek és hátrányainak ismertetéséhez nem találtam olyan irodalmat, aminek a logikája és analitikus mélysége egyaránt megfelelt volna annak, amire ebben a tanulmányban szükség van. Ezért a mérőszámok elemzésében több irodalomra párhuzamosan támaszkodom. Sen [1973] egyszerű, ám filozófiai értelmét tekintve mély írása mellett Jenkins [1991] lényegretörő elemzése, valamint Cowell [1998] alapos, részletes, precíz, sok részletre kiterjedő írása szolgáltatott alapot ehhez a fejezethez. Seidl [1988] is hasznos áttekintést ad. Az ebben a műfajban elérhető két legkiválóbb magyar nyelvű munka: Hunyadi–Mundruczó–Vita [1997] és Hajdú [1997].

mutatójára, ami különösen akkor hátrány, ha egymástól lényegesen eltérő átlagos jövedelmi szinten levő népeségek egyenlőtlenségi mértékeit szeretnénk összevetni egymással.

E mutató négyzetgyöke a sztenderd eltérés (szórás)

$$\sigma = \left((1/n) \sum_{i=1 \dots n} (y_i - \mu)^2 \right)^{1/2}$$

Mivel δ , V és σ egyaránt függnak az átlagtól (alacsonyabb átlagok mellett viszonylag nagyobb szóródást fognak kimutatni), ami az eloszlások egyszerűbb elemzésénél esetleg nem probléma, de egyenlőtlenségi mérőszámként már a skálafüggetlenségi axióma megsértésével jár, az egyenlőtlenségekkel kapcsolatos irodalomban inkább a *relatív szórás* (*coefficient of variation*)

$$C = V^{1/2} / \mu$$

még gyakrabban pedig ennek négyzetét, a négyzetes relatív szórás (squared coefficient of variation)

$$SCV = C^2 = V / \mu^2$$

ajánlják.

A relatív szórás és a négyzetes relatív szórás előnye, hogy valamennyi jövedelmi szinten érzékenyek a jövedelmi transferekre, a négyzetes relatív szórásnak még megvan az az előnye is a relatív szórással szemben, hogy a különböző jövedelmi szinteken megvalósuló transfereknek különböző súlyt ad. Sen [1973] példája szerint ugyanis a D1(1000, 900)-ból D2(990, 910)-be elmozdulást nagyobb mérvű redisztribúciónak kell tekintenünk, mint a D3(1000000, 900000)-ból D4(999990, 900010)-be elmozdulást, noha mindegyik abszolút értékben ugyanakkora újraelosztást valósít meg. Ezt intuitíven is könnyű belátnunk, meg valószínűleg egy haszonelvűségi logika mentén, a pénz csökkenő határhasznának feltételezéséből kiindulva sem okozna nagy gondot a bizonyítása.

Az efféle „távolság-problémák” orvoslására gyakran használatos eljárás a jövedelem helyett a jövedelem logaritmusának a vizsgálata. Ennek számos előnye van, attól kezdve, hogy az empirikus jövedelemeloszlás általában jobban hasonlít a lognormális eloszlásra, mint az egyszerű normális eloszlásra, egészen addig, hogy a jövedelem logaritmusában megtestesülő távolságfogalomnak is, (legalábbis intuitív alapon) nagyobb köze van az egyének

percepcióiban megjelenő jövedelemtávolság-fogalomhoz.¹²¹ A jövedelem logaritmusának vizsgálatakor

$$L_1 = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} [\log(y_i) - \log(\mu)]^2$$

lesz a logaritmikusan variancia,

$$L_2 = (1/n) \sum_{i=1, \dots, n} [\log(y_i) - (1/n) \sum \log(y_i)]^2$$

pedig a *logaritmusok varianciája*. Az is a logaritmikusan specifikáció mellett szól, hogy a logaritmusfüggvény egymástól független események esetén additív, és ennek a tulajdonságnak nagyon jó hasznát lehet venni dekompozíciós eljárásoknál. Ez utóbbi két mutató nagy hátránya viszont, hogy, szemben az összes többi lényegesebb mutatóval, nem tesznek eleget a transzfer axiómának.

A továbbiakban egy egyszerű logaritmikusan formulával többet is foglalkozom, ezért itt külön is érdemes megemlíteni. A logaritmusok átlagos eltérését a következő formula adja meg:

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

Ezt a nagyon egyszerű mutatót úgy kapjuk, hogy az eloszlás egyedi értékeivel elosztjuk az átlagértéket, majd a kapott értékek logaritmusainak átlagát vesszük. Az MLD számos pozitív tulajdonsággal rendelkezik, többek között azzal, hogy additívan tényezőkre bontható, tehát a vele bizonyos $D(y_i)$ eloszlásra mért egyenlőtlenségek nagysága előállítható $D(y_i)$ által magában foglalt, egymást kölcsönösen kizáró résznépességek egyenlőtlenségi értékeinek összegeként. A mutatóra a dekompozíciós eljárások ismertetésekor még visszatérek.

F1.2.2. Az egyes értékek egymáshoz viszonyított eltérései alapján előálló mutatók

Az egyes értékek összes párjának eltéréseire épül a jövedelemegyenlőtlenségi irodalomban leggyakrabban használatos Gini-mutató, aminek rengeteg különféle képlete ismeretes, a legegyszerűbb a

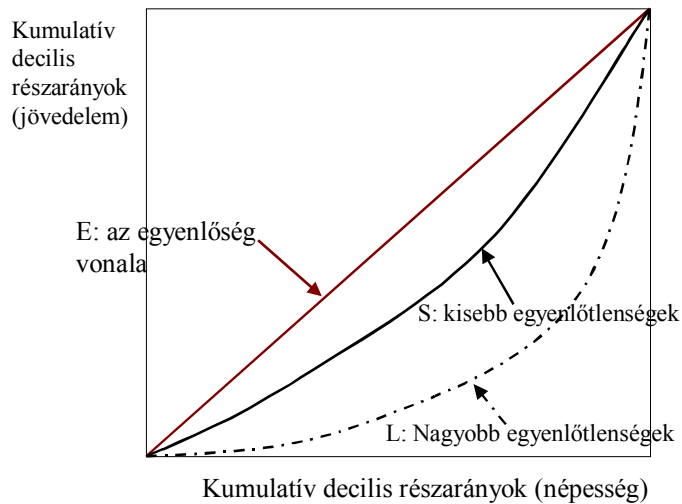
$$G = (1/n(n-1)) \sum_{i=1, \dots, n} \sum_{j=1, \dots, n} |y_i - y_j|$$

formula. G értéke 0 és 1 közötti értékeket vehet fel. Nulla értéket akkor vesz fel, ha az adott népességben nincs szóródás (minden érték egyforma), egyet pedig akkor, ha teljes a

¹²¹ Jenkins [1991 p. 15] megfogalmazása.

jövedelmek koncentrációja (azaz olyan eloszlással állunk szemben, ahol minden jövedelem egy megfigyelési egységnél koncentrálódik). (F1.11. ábra)

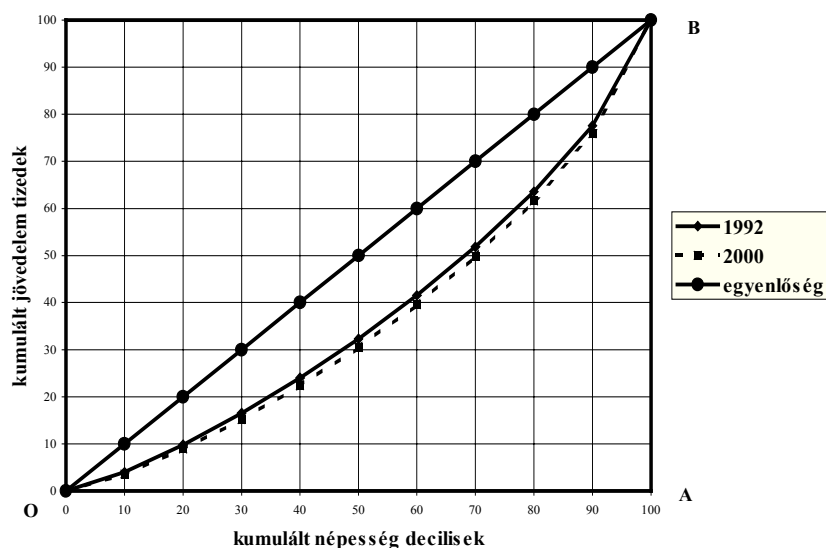
F1.11. ábra: Lorenz-görbék és Gini-együtthatók



Megjegyzés: Gini = az E és S közötti terület osztva a teljes háromszög területével

A Lorenz-görbe segítségével a Gini egy újabb jellemzője ismertethető. A Lorenz-görbe megfogalmazható a $(1/n\mu)\sum_{j=1,\dots,k}y_j$ formulával, amit $k=1,2,\dots,n$ valamennyi értékére külön kiszámolunk. Ennek eredményeképpen kapjuk a F1.12. ábrán látható függvényt.

F1.12. ábra: Hagyományos Lorenz-görbék 1992-ben és 2000-ben Magyarországon

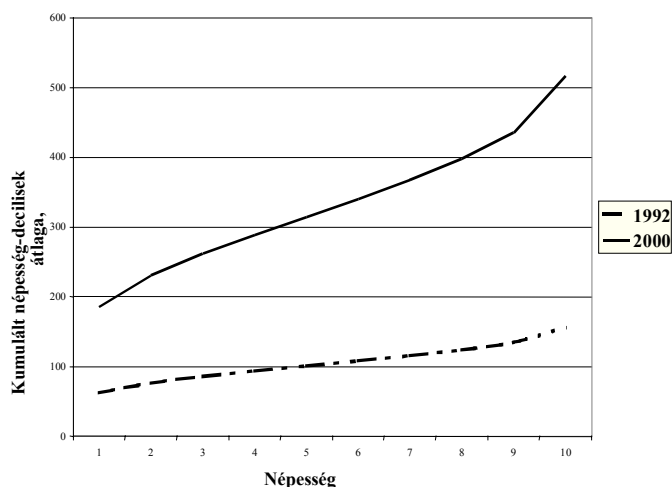


Az ábra vízszintes tengelyén jelöljük a népesség kumulált számát, a függőleges tengelyen pedig a hozzá tartozó kumulált jövedelem értékeit. A Lorenz-görbe diagonálistól való távolsága mutatja az egyenlőtlenség nagyságát. Abszolút egyenlőség esetén a Lorenz-görbe az OB diagonálison helyezkedik el, ha viszont minden jövedelem egy kézben koncentrálódik, akkor a Lorenz-görbe értéke az OAB vonalon futnak. A Lorenz-görbének ez a leggyakrabban használatos, noha nem egyedüli prezentációja. Ha a kumulált népességarányokat megtartjuk a vízszintes tengelyen, a függőleges tengelyre pedig a kumulált jövedelmek helyett a kumulált decilisek átlagjövedelmeit tesszük, akkor például a

$$(1/n) \sum_{j=1, \dots, k} y_j$$

formula segítségével kapjuk az *általánosított Lorenz-görbét*, aminek a formáját a F1.13. ábra mutatja.

F1.13. ábra: Általánosított Lorenz-görbék 1992-ben és 2000-ben Magyarországon



A Gini-együttható értéke kifejezhető a Lorenz-görbe és a diagonális közötti terület és az OAB terület arányával, a következőképpen:

$$L = G/2\mu,$$

ami azt jelenti, hogy a Lorenz és a diagonális közötti terület arányát az átlag kétszeresével szorozva kapjuk az átlagos abszolút különbségként definiált G mutatót.

Miközben szinte valamennyi mérvadó statisztikus hosszasan elmélkedik a Gini-mutató hiányosságain, a gyakorlati elemzések jelentős része mégis ezt használja. A Gini előnye például az, hogy lehetséges értékeinek halmaza jól definiált terjedelmet vehet fel, ennél fogva könnyen interpretálható. A Gini képes arra, hogy negatív jövedelmeket is tekintetbe vegyen. A Gini nem egyéb, mint a népesség összes tagja által birtokolt jövedelmek súlyozott összege, ahol a súlyokat az adott jövedelembirtokosok nagyság szerinti rangpontszáma adja.¹²² A mutató értéke nem függ az átlag szintjétől. Egyik nagy hátránya viszont ennek a mutatónak, hogy bizonyos esetekben nem ad egyértelmű eredményt. Például könnyen előfordulhat, hogy két jövedelemeloszlásra vonatkozóan a Lorenz-görbék metszik egymást ugyanakkora Gini mellett. Ekkor az egyenlőtlenség nagyságára vonatkozó értékelésünk attól függ, hogy milyen súlyokat adunk a „gazdagoknak” és a „szegényeknek”. Ez azonban már a saját, a társadalmi

¹²² Cowell [1998 p. 26] megfogalmazása.

jóléti függvény alapjával kapcsolatos feltételezésünk (más szavakkal: ideológiai beállítottságunk) függvénye.

A Theil-féle entrópia index (Theil [1970]) a valószínűségelmélethez és a statisztikai termodinamika elméletéhez vezetnek. Induljunk ki abból, hogy n véges számú esemény E_1, E_2, \dots, E_n halmazának minden eleméhez tartozik egy-egy x_1, x_2, \dots, x_n bekövetkezési valószínűség, amelyekre fennáll a $\sum_{i=1, \dots, n} x_i = 1, x_i \leq 1$ összefüggés, vagyis az, hogy az egyes bekövetkezési valószínűségek összege 1.

Egy esemény bekövetkezésének hírértéke $h(x_i) = -\log x_i$. Ez azért van, mert minél valószínűbb egy esemény, tényleges bekövetkezése annál kisebb hírértékkel szolgál és minél kevésbé valószínű, annál nagyobb a meglepetésünk, hogy az bekövetkezett. Az események bekövetkezése előtt a lehetséges események bekövetkezési valószínűségeinek ismeretében kiszámíthatjuk az adott eseménytér várható információtartalmát, ami a következő lesz:

$$H(x_i) = \sum_{i=1, \dots, n} (x_i h(x_i)) = \sum_{i=1, \dots, n} (x_i \log (1/x_i)) = -\sum_{i=1, \dots, n} (x_i \log x_i)$$

Ezt nevezhetjük egy valószínűségi eloszlás entrópiájának, aminek az értéke $0 \leq H(x) = \log(n)$, vagyis az entrópia-mérőszám minimális értéke 0 (ez akkor következik be, ha $x_i = 1$ valamelyik i -re és $x_j = 0$ az összes i -től különböző j -re), maximális értéke pedig $\log(n)$, tehát a maximális érték (az események számának növekedésével együtt növekvő bizonytalanság miatt) növekszik az események számával. Belátható, hogy ha x_i valamennyi i -re tart az $1/n$ -hez, vagyis ha minden esemény bekövetkezési valószínűsége éppen átlagos lesz, akkor a legkisebb a „rend” a rendszerben.

A Theil-féle entrópia mérőszámot úgy alkalmazhatjuk a jövedelemeloszlásra, hogy eseménynek az egyes megfigyelési egységeket tekintjük, a bekövetkezési valószínűséget pedig az ő jövedelmeik nagyságával helyettesítjük be. Ha van egy N számból álló népességünk, akik egyesével $y_i (i=1, 2, \dots, N)$ hányadát kapják az összes jövedelemnek, akkor az összes részarány együttvéve 1-re összegződik. Teljes egyenlőség akkor áll fenn, ha mindenkinek ugyanakkora a jövedelme, tehát $y_i = 1/N$ valamennyi i -re és az egyenlőtlenség akkor maximális, ha valamennyi jövedelem egy megfigyelési egységnél koncentrálódik. Az y_1, y_2, \dots, y_n jövedelem részesedések entrópiája tehát a $H(y) = \sum_{i=1, \dots, n} (y_i \log(1/y_i))$ formulával írható fel. Ez lenne a jövedelem *egyenlőség* mértéke. Számos esetben hasznosabb azonban, ha inkább a jövedelemegyenlőtlenség mértékét használjuk, amit úgy kaphatunk meg, hogy ha az egyenlőtlenségi indexet levonjuk a saját maximális értékéből, tehát a Theil-féle *egyenlőtlenségi mérőszámot* a

$$\log N-H(y) = \sum_{i=1, \dots, N} (y_i \log Ny_i)$$

formula segítségével kapjuk meg.

A Theil-mutatónak számos előnye van, ezért sok elemző az általánosan használatos Gini-mutatóhoz képest inkább ezt ajánlja felhasználásra. A Theil-mutató ugyanis, miközben eleget tesz az egyenlőtlenségi mérőszámokkal szemben szokásosan megfogalmazott kritériumoknak, még additívan tényezőkre is bontható, ami nagy előny akkor, ha az egyenlőtlenségek változására oksági magyarázatot szeretnénk adni.

F1.2.3. A szegénység eloszlási jellemzőit is figyelembe vevő mérőszámok

Az eddig bemutatott szegénységi mérőszámok a szegények és a nem szegények csoportjának beazonosítását szolgálták. Ahhoz azonban, hogy árnyaltabb elemzést tudjunk adni a szegénységről, szükségünk lehet olyan kifinomultabb mérőszámokra is, amelyek tekintettel vannak a szegények csoportján belüli jövedelemeloszlásra.

A szegénységi ráta megmutatja ugyan a szegénység kiterjedtségét, viszont a $DI(y_1, y_2, \dots, y_p)$ eloszláson belül nem transzfer érzékeny, és megsérti a monotonitási axiómát is, továbbá pusztán e mutató alapján azt sem tudjuk meg, hogy milyen „mély” a szegénység és milyen a szegények közötti jövedelmi eloszlás.

A szegénységi rés

$$g_1 = k - y_i$$

azt mutatja meg, hogy egy bizonyos szegény személy jövedelme mennyivel marad el a szegénységi küszöbtől, a *relatív szegénységi rés*

$$g_2 = (k - y_i) / k$$

pedig a küszöb százalékában fejezi ki a jövedelmi elmaradást.

Az aggregált szegénységi rés,

$$\Sigma g_1 = \sum_{i=1, \dots, p} (k - y_i)$$

azt a jövedelem mennyiséget mutatja, amire ahhoz lenne szükség, hogy a szegények jövedelmei a szegénységi küszöb szintjére emelkedjenek.

Az átlagos relatív szegénységi rés a szegénységi küszöb százalékában mutatja meg a szegénységi küszöbtől való átlagos jövedelmi elmaradást:

$$I = (1/p) \sum_{i=1, \dots, p} ((k - y_i)/k).$$

Ez utóbbi mutató kiválóan alkalmas a szegénység intenzitásának mérésére.

A szegénység e mérőszámainak a társadalmi jóléti függvény szempontjából világosabb és árnyaltabb értelmezést tudunk adni, mint az egyszerű szegénységi rátának. Nagyobb súlyt adnak az alacsonyabb jövedelmeknek, érzékenyek azokra a transzferekre, amelyek a szegények és a nem szegények között mehetnek végbe. Nincsenek azonban tekintettel a szegények között végrehajtott jövedelmi átcsoportosításokra.

A Sen által javasolt szegénységi index egyesíti magában azokat a tulajdonságokat, amelyek szükségesek a szegénység kiterjedtségének, mélységének és a szegények közötti jövedelmi különbségeknek az együttes jellemzésére. A Sen-index képlete

$$P_s = H(I + (1 - I)G_p),$$

ahol H a szegénységi arány, I szegénység intenzitása (az átlagos relatív szegénységi rés), G_p a szegények közötti jövedelemegyenlőtlenség mértéke, amit úgy számolunk ki, hogy a szegény népeiséget a Gini szempontjából teljes népességnek tekintjük.¹²³

Ez az index tehát egyszerre mutatja a szegénység kiterjedésére, intenzitására és a szegények egyenlőtlenségére vonatkozó információkat. A mutató legkisebb értéke 0, a legmagasabb 1. A legkisebb értéket akkor kapja, ha nincsenek szegények, legmagasabb értéket pedig akkor veszi fel, ha mindenkinek a jövedelme zéró. Amennyiben minden szegény jövedelme azonos, minél alacsonyabb ez a jövedelem, annál jobban közelíti értéke a szegénységi arányt, és minél magasabb a szegények aránya, az érték annál jobban közelíti az átlagos szegénységi rés-arányt. A Sen-index által felvehető értékek halmazát általánosabban megfogalmazva akkor kapjuk meg, ha az indexet a képlet egyszerű átrendezésével következő formában írjuk fel:

$$P_s = HI(1 - G_p) + HG_p.$$

Ebből azt látjuk, hogy létező szegénység ($p > 0$) esetén a Sen-index értéke minimálisan a normált szegénységi rés (HI) lesz, maximális értéke pedig a szegénységi ráta (H).

A Sen-indexnek számos nagyon vonzó tulajdonsága mellett, mivel a Gini-mutatót magában foglalja, megvannak azok a hátrányai, amelyek a Gini-mutatót is jellemzik. Mindenekelőtt az a probléma vele, hogy bizonyos szempontok szerint nem lehet komponensekre bontani. Ha a Sen-index értéke változik, meg tudjuk mondani, hogy a változás mekkora mértékben köszönhető H , I vagy G_p változásának: ez nagyon fontos. Nem tudjuk azonban megmondani,

¹²³ A Sen-index dezaggregálásának levezetéséhez lásd Hajdú [1997].

hogy ha mondjuk változik a szegénység valamilyen társadalmi jellemző szerinti összetétele, akkor az összes változás mekkora mértékben tulajdonítható a népességcsoportok összetételében végbement változásoknak. Más szavakkal tehát sem a Sen-index, sem pedig a többi eddig bemutatott szegénységi mérőszám nem biztosítják azt, hogy a teljes népességre vonatkozó szegénységi index előállítható legyen a résznépességekre vonatkozó indexek súlyozott átlagaként. Ezért nagyon hasznos mutató még a Foster, Greer és Throbecke által kifejlesztett mérőszám. (Foster–Greer–Throbecke [1984])

A Foster–Greer–Thorbecke-index (a továbbiakban FGT-index), a szegénységi rés közvetlen általánosítására épül, és hasonlóan az Atkinson indexhez és a GE típusú egyenlőtlenségi mutatók osztályához, paraméterezhető: lehetőséget ad arra, hogy a képletben szereplő α paraméter értékeinek megválasztásával különböző súlyokat adjunk a szegénységi résnek értékítéletünkől függően különböző jelentőséget tulajdonítsunk a szegénység mélységének.

Az index felírható a

$$P_{FGT} = (1/n) \sum_{i=1 \rightarrow p} ((k-y_i)/k)^\alpha$$

formában, ahol α a szegénységgel kapcsolatos érzékenységet mutató paraméter mértéke, $\alpha \geq 0$. Minél nagyobb α értéke, annál nagyobb súlyt rendel a legszegényebb szegényekhez, annál nagyobb mértékben „bünteti” a mélyebb szegénységet. A mutató értéke $\alpha=0$ esetén maga a szegénységi arány lesz, $\alpha=1$ -nél a szegénységi arány és az átlagos szegénységi rés szorzatát kapjuk (ez annyit tesz, mintha az egész n elemű népességre „szétterítettük volna” a relatív szegénységi rést), míg $\alpha=2$ -nél a relatív szegénységi rést négyzetre emelve érjük el azt, hogy a mélyebb szegénység nagyobb súllyal essen latba. A FGT-index $\alpha=2$ értéke mellett valamennyi fentebb említett axiómának – a monotonitás, a transzfer, az érzékenységi, a szimmetria és a dekompozíciós axiómának is – megfelel.

F1.3. Az egyenlőtlenségek társadalmpolitikai értékelése során, hasznos egyéb segédeszközök

Az egyenlőtlenségek mérőszámainak ismertetése során szó volt az egyenlőtlenségi mérőszámokkal kapcsolatosan az irodalomban megfogalmazott axiómákról, majd bemutattam számos, az eloszlás jellemzésére alkalmas indexet. Ez az irodalom ma már jelentős részben standard, kanonizált irodalomnak tekinthető. Nincs egy kitüntetett kézikönyve, de több nagyon hasonlóképpen felépített ismertető–elemző írás áll rendelkezésre. Meg kell azonban jegyezni, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek irodalma ugyanúgy fejlődik, mint bármilyen

más tudományterületé. Helyenként a tudományos kérdésselvetések vezetnek újabb gyakorlatilag is használható eredményekhez, máskor viszont a közéleti viták és társadalompolitikai kérdések kényszerítik ki esetleg új jövedelemegyenlőtlenségi mérőszámok bevezetését. A most következő részben néhány, az utóbbi körbe tartozó kérdéssel foglalkozom, vállalva, hogy ezeken a területeken nem letisztult, axiomatikusan, világosan megfogalmazott problémákról lesz szó.

F1.3.1. Egyszerű újraelosztási típusú mérőszámok: mennyibe kerülne a szegénység megszüntetése?

A jövedelmi egyenlőtlenségek decilis eloszlásokon alapuló bemutatására épül néhány olyan mérőszám, ami, hasonlóan az Atkinson-mérőszámhoz, a teljesen egyenlő eloszláshoz viszonyítja az aktuális eloszlást. Ha egy adott népességre nézve rendelkezésünkre áll az egyes népesség-decilisek részesedése az összes jövedelemből, akkor ezt a következőképpen írhatjuk fel:

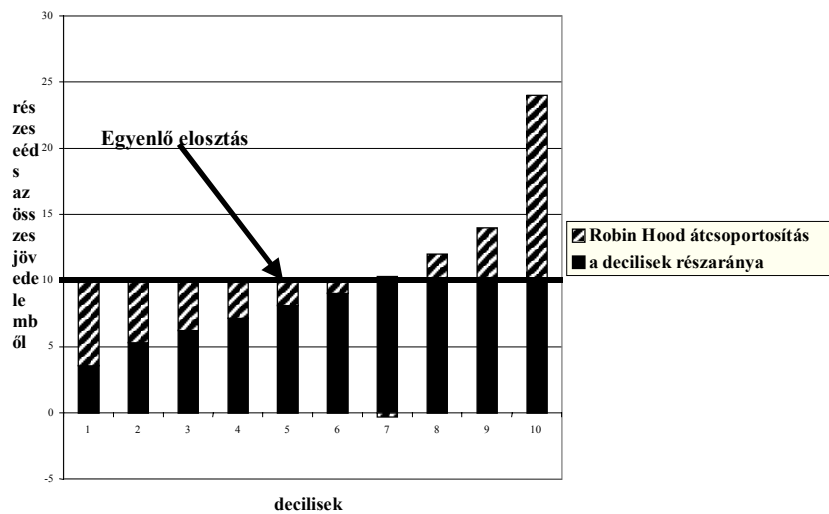
$$S_1 = (\sum_{i=1, \dots, n/10} y_i) / Y, S_2 = (\sum_{i=(n/10+1) \dots 2n/10} y_i) / Y, \dots, S_{10} = (\sum_{i=(9n+1), \dots, n} y_i) / Y,$$

ahol $Y = \sum_{i=1, \dots, n} (y_i)$ és $\mu(S_i) = 0, 1$.

Az egyes decilisek részesedése az összes jövedelemből $S_1 + S_2 + \dots + S_{10} = 1$ lesz, ami felbontható a $(S_1 - 0, 1) + (S_2 - 0, 1) + \dots + (S_{10} - 0, 1) = 0$ formában. Ekkor, az egyes decilisek részesedését grafikusán ábrázolva az F1.14. ábrát kapjuk, ahol a 0,1 feletti részesedésű decilisek „többletrészesedése” éppen meg fog egyezni az átlag alatti részesedésű decilisek átlaghoz képest vett „hiányával”. Ha vesszük mondjuk az átlag feletti részesedésű deciliseknek az átlagtól vett eltérését, akkor kapjuk meg az ún. Robin Hood indexet.¹²⁴ Az elnevezés onnan származik, hogy a szóban forgó eljárás ekvivalens azzal, mintha lenne egy „igazságosztó” Robin Hood, aki az átlag feletti népességtizedek jövedelmeit elveszi és odaadja az átlag alatti népességtizedeknek.

F1.14. ábra: Az egyes decilisek részesedése az összes jövedelemből és a Robin Hood index

¹²⁴ Atkinson és Micklewright [1992 p. 118] – az elnevezés állítólag J. Goukától származik.



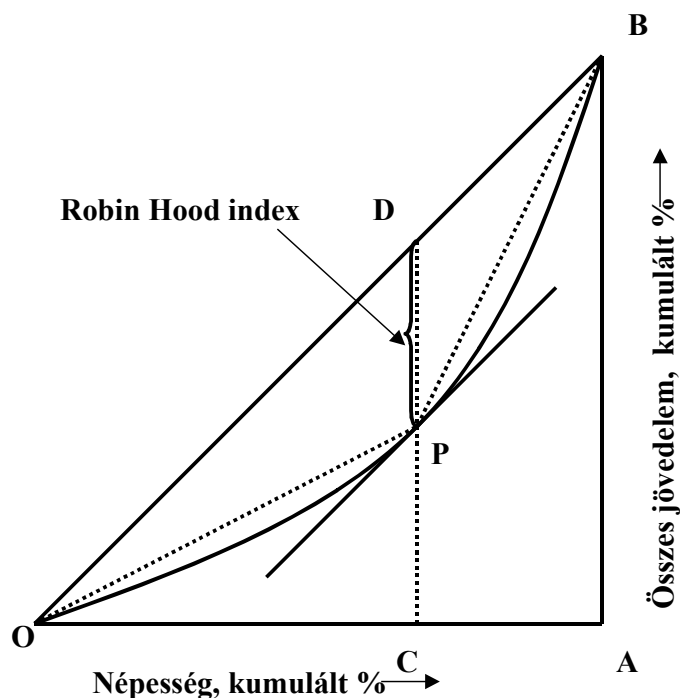
A változónak képezhető egy folytonos változata is, amit legegyszerűbben a következőképpen fejezhetünk ki:

$$RH = |y_i - \mu| / 2,$$

tehát az index értéke megegyezik az átlagtól vett abszolút eltérések felével. A Robin Hood index számos axiomatikus feltételnek nem tesz eleget, többek között például nem feltétlenül felel meg a transzfer és monotonitási axiómáknak, valamint egyáltalán nem bontható tényezőkre. Ezek ellenére is vonzó az a tulajdonsága, hogy nagyon egyszerű, könnyen számítható csoportosított adatokból is, különösen kényelmes instant összehasonlítási lehetőséget nyújt nemzetközi összehasonlítások esetén.

A Robin Hood indexet egyszerűen interpretálhatjuk a Lorenz-görbe segítségével. A F1.15. ábrán a P jelöli a görbe átlagpontját (azt a pontot, ahol a meghúzott érintő párhuzamos lesz az egyenlő elosztás 45° -os OB vonalával). Ez a pont az átlagos jövedelemnél helyezkedik el. A népesség OC aránya van az átlag alatt, CA aránya pedig fölötte helyezkedik el. Ekkor teljes jövedelem egyenlőség esetén a CD távolság mutatná az azoknak az embereknek a teljes jövedelemből való részesedését, akik átlagos vagy az alatti jövedelemmel rendelkeznek. PC mutatja az adott nem egyenlő jövedelemeloszlás melletti részesedésüket. A Robin Hood index nem más, mint a CD és a CP különbsége. Ez egyébként egyben az adott eloszlás mellett a tényleges Lorenz-görbe és a diagonális közötti maximális távolság.

F1.15. ábra: A Robin Hood index értelmezése a Lorenz-görbe segítségével



Forrás: Atkinson–Micklewright [1992 p. 118]

Ehhez nagyon hasonló eloszlási jellemzőket tár fel egyébként a szakirodalomban Éltető–Frigyes indexként hivatkozott mérőszám. Ennek a mérőszámnak a formulája a következőképpen adhatjuk meg:

$$ÉF = (q^{-1} \sum_{i=1 \dots q} y_i) / ((n-q)^{-1} \sum_{i=q+1 \dots n} y_i).$$

Azaz az Éltető–Frigyes index az átlag feletti jövedelemmel rendelkezők átlagjövedelmeinek és az átlag alatti jövedelemmel rendelkezők átlagjövedelmeinek a hányadosa. A F1.15. ábrán bemutatott Lorenz-görbe fogalmaival az ÉF-index az OP és PB egyenesek meredekségének hányadosa lesz.

A Robin Hood indexhez hasonlatosan újraelosztási analógiákkal rendelkezik az ún. Anand típusú szegénységi intenzitási mérőszám is. S. Anand módosítási javaslata alapvetően arra vonatkozott, hogy ne csak a szegények, hanem a nem szegények jövedelmeit is számításba kell venni a szegénység mérésekor. Ha a szegénység mélységét most a szegénységi rés egy módosított definíciójának segítségével mutatjuk be.¹²⁵

$$I^* = (k - \mu_p) / \mu,$$

¹²⁵ Hajdú [1997 pp. 47–48]

ahol k a szegénységi küszöb és p a szegények száma, $\mu_p = (1/p)\sum_{i=1, \dots, p} y_i$, vagyis $\mu_p = a$ szegények átlagos jövedelme, és $\mu = (1/n)\sum_{i=1, \dots, n} y_i$, vagyis $\mu = a$ a népesség átlagos jövedelme. Ekkor

$$HI^* = (p/n) \left((k - (1/p)\sum_{i=1, \dots, p} y_i) / (1/n)(\sum_{i=1, \dots, n} y_i) \right) = \sum_{i=1, \dots, p} (k - y_i) / n\mu,$$

tehát az általa javasolt intenzitási mérőszám a küszöbérték és a szegények átlagos jövedelmének távolságát a teljes népesség átlagos jövedelméhez viszonyítja. Ez úgy interpretálható, hogy az összjövedelem mekkora hányadát kellene a szegényeknek juttatni, hogy ők a küszöb szintjére kerüljenek. Alternatív mérőszáma a nem szegények összjövedelméhez viszonyítja az aggregált szegénységi rést.

Ezt úgy írhatnánk fel, hogy

$$HI^{**} = \sum_{i=1, \dots, p} (k - y_i) / (\sum_{i=p+1, \dots, n} y_i),$$

tehát ez a mutató a szegényeknek a szegénységi küszöbtől való eltéréseinek összegét a nem szegények összes jövedelmének százalékában adja meg.¹²⁶

F1.3.2. Társadalmi páternoszter és tartós szegénység: a jövedelmi mobilitás mérőszámai

A jövedelmi egyenlőtlenségek mérőszámainak kanonizált irodalmában eddig egyáltalán nem kapott helyet néhány olyan mérőszám, amelyek pedig az elmúlt években egyre gyakrabban jelennek meg az empirikus elemzésekben. Az Egyesült Államokban a hatvanas évek végén, Németországban a nyolcvanas évek közepén, Angliában és Magyarországon pedig a kilencvenes évek elején elkezdett háztartás panelvizsgálatok a háztartások közötti jövedelmi egyenlőtlenségek számos addig nem elemzett jelenségére hívták fel a figyelmet. A panelvizsgálatok ugyanis lehetővé tették azt, hogy az egyének vagy háztartások relatív és abszolút jövedelmi helyzetének időbeni mozgását elemezzék. A szóban fogó irodalomban nagyszámú mérőszám ismertetése és használatának bemutatása található meg. Itt, anélkül, hogy teljességre törekednék, csak néhány, az egyenlőtlenségek értékelése szempontjából érdekesnek tűnő megközelítést ismertetek.

A jövedelem-mobilitási irodalomban természetesen mindig két időpont (legyenek ezek t_0 és t_1) közötti változásokról van szó. Tegyük most félre, hogy ez az időintervallum milyen

¹²⁶ Az Anand által a fenti intenzitási mérőszám felhasználásával javasolt szegénységi mérőszáma a $P_A = P_S(k/\mu)$ formulával adható meg, ahol P_S a Sen-féle index. (Hajdú [1997 p. 48])

hosszú.¹²⁷ A panelvizsgálatokban a jövedelem-mobilitás jelentheti az egyes megfigyelési egységek abszolút helyzetének változását és jelenthet relatív helyzetváltoztatást.

F1.16. ábra: Elméleti átmenetmátrix két időpontra

	Állapot a t ₁ időpontban					Egy adott állapot valószínűsége t ₁ időpontban
		1	2	...	s	p ₁
Állapot a t ₀ időpontban	1	r ₁₁	r ₁₂	...	r _{1s}	p ₂
	2	r ₂₁	r ₂₂	...	r _{2s}	p ₂

	s	r _{s1}	r _{s2}	...	r _{ss}	p _s
Egy adott állapot valószínűsége t ₁ időpontban	p _·	p _{·1}	p _{·2}	...	p _{·s}	p _{ss}

Tekintsük a F1.16. ábrán bemutatott átmenetmátrixot, aminek a soraiban a t₀ időponthoz tartozó kvartilisekben szerepelnek a megfigyelési egységek, az oszlopok pedig a ugyanazoknak a megfigyelési egységeknek a t₁ időpontban megfigyelt eloszlásait mutatják. A mátrix diagonálisában azok vannak, akiknek a két időpont között nem változott a helyzete, a diagonális fölött azok helyezkednek el, akiknek a relatív pozíciója a vizsgálat periódusában javult, a diagonális alatt pedig azok szerepelnek, akiknek a relatív pozíciója romlott. A feladat az, hogy jellemezzük a két időpont közötti helyváltoztatások nagyságrendjét a népességben. Erre többféleképpen is lehetőségünk van, de mindig szem előtt kell tartanunk a kutatási kérdést, amit vizsgálni szeretnénk. Fontos információt adhat, ha a diagonálisban maradékat viszonyítjuk a népesség egészéhez. Ez az arány azt mutatja meg, hogy a népesség mekkora hányadának a jövedelmi helyzete maradt változatlan a két időpont között.

Az F1.16. ábra terminusaiban ez annyit tesz, hogy vesszük a következő mutatót:

$$M = (r_{11} + r_{22} + \dots + r_{ss}) / (\sum_{i=1, \dots, s, j=1, \dots, s} (r_{ij})),$$

ami, ha a mátrixban a tábla főösszegéhez viszonyított százalékokat tüntettük fel, akkor megegyezik a diagonálisban szereplő értékek totál százalékainak összegével.

Általában azonban ez a mérőszám túlzottan leegyszerűsítő képet mutat a jövedelem időszakok közötti változásáról, hiszen minden olyan mozgás, ami a diagonálistól való eltávolodást

¹²⁷ Ez egyfelől attól függ, hogy az adott panelvizsgálatokat milyen időszakonként végzik el (például a magyar Munkaerő-felmérés rotált panel mintája negyedéves időszakonként készül, a Magyar Háztartás Panel pedig évente állt elő. Másfelől egy folyamatosan végzett panelvizsgálatnál maguk a kutatók is dönthetnek úgy, hogy nem a mintavételi periódusokhoz igazodnak, hanem hosszabb időszakok közötti mozgásokat vizsgálnak.

jelent, megjelenik a mérőszám értékében, de semmit nem érzékel azokból a mozgásokból, amelyek a diagonálistól esetleg távolabb eső cellák között következnek be.

Ahhoz, hogy megítéljük: két időpillanat között történt-e változás az egyes megfigyelési egységek relatív helyzetében, kutatói döntésre van szükség a „valós változáshoz” szükséges minimális eltérés küszöbértékére vonatkozóan. Előfordulhat például, hogy egy adott megfigyelési egység úgy mozdul el a t_0 és a t_1 időpont között, hogy ezalatt az abszolút értékben vett jövedelme semmit sem változik (sőt, egy általános jövedelem esés esetén még az is lehet, hogy csökkenő jövedelem mellett is relatív jövedelem növekedést tapasztal). Az is lehet azonban, hogy növekszik az adott megfigyelési egység jövedelme, de annyira kismértékben, hogy az még a mérési hiba környékén van. Ezért néha küszöbértékeket szabnak meg. Például relatív mérőszámok esetén el lehet dönteni, hogy csak azt tekintjük valódi mozgásnak, hogy ha a megfigyelési egység legalább egy kvartilist „átugrik”, majd vagy egy sorra, vagy a tábla egészére kiszámoljuk azoknak az arányát, akik a szónak ebben az értelmében mobilnak (vagy immobilnak) számítanak. Szükség lehet tehát olyan mérőszámokra, amik aszerint vezetnek be súlyokat, hogy mekkora is volt a diagonálistól való eltávolodás. Bizonyos távolságokat néha nullával kell súlyozni, ha egy adott kiinduló osztályból az elmozdulást annyira kicsinek tekintjük, hogy nem akarjuk valós elmozdulásnak ítélni.

Más esetekben viszont előfordulhat az, hogy a megfigyelési egységek egy része az adott időperiódusban jelentős mobilitást mutat fel. Megint csak kutatói döntésre van szükség ahhoz, hogy eldöntsük: ugyanakkora ugrásnak tekintjük, ha valaki az elsőből a második decilisbe került, mint ha mondjuk valaki a másodikból a nyolcadikba. Ilyenkor lehet szükség egy aggregált mérőszám esetében egynél nagyobb súlyra.

Ritkábban használt és nehezebb, de a valós helyzetek illusztrálására talán mégis jobban illő eljárások azok, amelyek két időpont között nem a relatív, hanem az abszolút pozíciók változását is tekintetbe veszik. Tegyük fel most, hogy t_0 időpontban megfigyeljük egy adott oszlopba tartozók megoszlását. Megvizsgáljuk az adott eloszláson belüli töréspontokat (például a valamilyen természetes mértékegységben vett kvartilis határokat), majd ugyanezeket az abszolút értékeket tekintjük a t_1 időpontban is az egyes osztályokat elhatároló értékeknek. Ekkor már a mátrixunk valószínűleg nem lesz szimmetrikus. Az általános jövedelemnövekedés vagy -csökkenés függvényében változhat a diagonális alatt és felett levő cellagyakoriságok összege, és a diagonálisban levők arányát mutató mérőszám értéke is.

Abszolút változás mérésére szolgáló mutatók esetén megfigyelési egységenként azt vizsgáljuk, hogy adott időpontban élvezett jövedelemhez képest a következő időpontban a jövedelem növekedett-e vagy csökkent. Azt keressük tehát, hogy az $y_{i(t_0)} R y_{i(t_1)}$ relációban R növekedést, stagnálást vagy csökkenést jelent. Az előbb említett okoknál fogva itt is szükség van arra vonatkozó feltételezésre, hogy egy érzékelt eltérés mikor valós és mikor csak látszat.¹²⁸ Legyen tehát az $y_{i(t_1)}$ jövedelemhez tartozó elfogadási küszöbérték $E_{y(i)} = \varphi y_{i(t_0)} + \nu$, ahol φ egy inflációs korrekciós tényezőt jelöl, ν pedig egy mesterségesen bevezetett hibafaktor (erre például azért lehet szükség, hogy egy két időpont közötti egy forintos jövedelemeltérést ne tekintsünk valós különbségnek). Ekkor azok az egységeknek az arányát keressük, akikre vonatkozóan az $y_{i(t_1)} > E_{y(i)}$.

Az átmenetmátrixok klasszikus példái a foglalkozási és intergenerációs mobilitástáblák. E táblák elemzésére sok mérőszámot kidolgoztak. Itt csak néhány bemutatására kerül sor, olyanokéra, amelyeket a jövedelemmobilitás és ezen keresztül a jövedelemegyenlőtlenség vizsgálatakor is tudunk használni.

Az egyszerűbb mobilitási átmenetmátrixok a szó statisztikai értelmében nem mások, mint kétdimenziós keresztábrák. Ezért az átmenetek dinamikájának elemzésére, vagy például két különböző időperiódusban jellemző mobilitás mértékének, esetleg két vagy több ország mobilitási mintáinak az összevetésére a maguk korlátai mellett használhatók az egyszerű kétdimenziós kontingencia táblák elemzésére ajánlott asszociációs mérőszámok is.

Sok esetben nem az egész eloszlásban mért mobilitásra vagyunk kíváncsiak, hanem egy-egy társadalmi kategóriába való bekerülés vagy onnan való kikerülés esélyeit szeretnénk számba venni. A fenti átmenetmátrix terminusaiban egy adott osztályba való bekerülés esélyét az oszlopszázalékokkal, egy adott kategóriából való kilépés esélyét pedig a sorszázalékokkal fejezhetjük ki. Az empirikus irodalomban a szegénység esetében általában a kikerülési esélyeknek, a gazdagság esetében pedig a bekerülési esélyeknek van megkülönböztetett jelentősége. Tartós szegénységről például azoknak a megfigyelési egységeknek az esetében beszélünk, amelyek több perióduson keresztül is ugyanabba a legalsó kategóriába tartoznak. Az átmeneti szegénység ennek a komplementere: azokat foglalja magában, akik a vizsgált periódusokban csak időlegesen tartoznak a szegények közé. Az átmeneti szegények száma rendszerint jelentősen meghaladja a tartósan szegények számát.¹²⁹

¹²⁸ Ez még nem a mintavételi és nem mintavételi hibák hatása: azokról a 2. Függelékben bővebben lesz szó.

¹²⁹ A nemzetközi irodalomban viszonylag nagy számú elemzés született a szegénység-mobilitásról, de szép számmal készültek magyar elemzések is. A szegénységi elemzéseknek ugyanakkor módszertani szempontokból

A longitudinális vizsgálatok átmenetmátrixainak elemzésére használhatók a mobilitási táblák elemzésében használatos indexek is. Annál is inkább megtehetjük ezt, mert a longitudinális vizsgálatokban általában szabadon manipulálhatók a mobilitási táblák peremeloszlásai (azaz, ha ez megfelel a kutatási célunknak, egyszerűen a különböző jövedelmi kvartilisek közötti átmenetet vizsgáljuk meg). Ezzel még annyiban is egyszerűsödik a helyzetünk a társadalmi mobilitás kutatóinak helyzetéhez képest, hogy nem kell foglalkoznunk a peremeloszlások eltéréseivel, vagyis a „strukturális mobilitással”.

Egyenletes peremeloszlások esetén jól használható index a Glass-féle asszociációs index (ami megegyezik a Rogoff-féle társadalmi mobilitás-távolság indexszel).¹³⁰ Az index képlete:

$$M_{ij} = n_{ij}N / n_j n_i$$

ahol M_{ij} az i társadalmi (jövedelmi) csoport asszociációs indexe,

n_{ij} azoknak a száma, akik az i jövedelmi kategóriában voltak és ott is maradtak,

n_i az i jövedelmi csoportba tartozók száma,

n_j a j jövedelmi csoportba tartozók száma,

N a teljes minta elemszáma.

A képletből is látható, hogy a mutató a χ^2 -próba gondolatára épít: a peremeloszlások alapján várható cellagyakoriságokhoz viszonyítja a ténylegesen megfigyelt cellagyakoriságokat.

A jövedelmi mobilitásnak és a hozzá kapcsolódó mérőszámoknak a jelentősége a jövedelmi egyenlőtlenségek szempontjából aligha szorul indokolásra. Ha egy adott időszakon belül a jövedelmi mobilitás magas, akkor az valószínűleg az adott időszakon belül csökkenti a jövedelmi egyenlőtlenségeket. Ez egy pozitív érv, vannak azonban normatív érvek is. Nyilvánvaló például, hogy a statisztika, a közvélekedés és elvont morális elvek szerint is másképpen kell értékelnünk azt a helyzetet, amikor a jövedelmi egyenlőtlenségek úgy nőnek, hogy közben a jövedelmi mobilitás nem változik, ahhoz képest, amikor az egyenlőtlenségek növekedésével párhuzamosan a jövedelmi helyváltoztatás esélyei is növekszenek.

még számos adósságuk van. Számos új vizsgált jelenséghez új mutatóra és kifinomultabb megközelítésekre lenne szükség. A munkanélküliségi spelleknek az állomány szerkezetében betöltött szerepére például számos olyan elemzést alkalmaznak, amit a szegénység és jövedelmi mobilitás vizsgálatában is át lehetne venni, de erre kevés tényleges példa van. (Bane és Ellwood [1994]) A jövedelem-mobilitás elemzésére Magyarországon egyáltalán nem találni olyan elemzéseket, amelyek az egyébként a panel adatok elemzésében fontos Markov-láncok (Markus [1979]) alapján tennének előrejelzéseket. Szintén sokat tanulhatnánk a panel elemzők a mobilitás irodalmában használatos mérőszámok empirikus alkalmazásával kapcsolatban (erre mutatott példát nemrég Habich és Spéder [1998], valamint Galasi, [1998b]).

¹³⁰ Andorka [1982 p. 288]

Hasonlóképpen, a szegénység változatlansága, növekedése vagy csökkenése szintén eltérően értékelendő, attól függően, hogy a szegénységi ráták alakulása a jövedelem-mobilitási arányok milyen változásával párhuzamosan zajlik le.

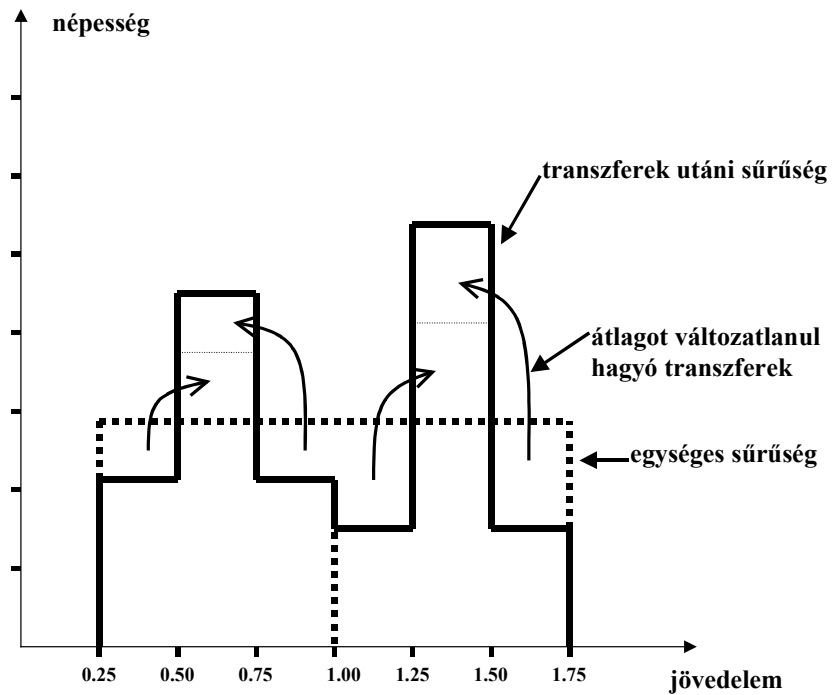
F1.3.3. A társadalmi polarizálódás és a középosztály szűkülése

A magyar és a nemzetközi szakirodalomban és a közpolitikai vitákban egyaránt vita van a középosztályok társadalomban elfoglalt helyének változásáról. Hallhatunk a középosztályok „lecsúszásáról”, esetleg a középosztály „szűküléséről”. Ezek a köznyelvi szinten levő megállapítások természetesen, finoman fogalmazva is nagyvonalúak, nem teljesen szabatosak.

A dolog mindjárt a „középosztály” (másutt „középrétegek”) terminus értelmezésével kezdődik. Hosszabb terminológiai fejtegetés helyett a továbbiakban tekintsük középrétegeknek azokat, akik a jövedelmi skála középső részén helyezkednek el. Vita lehet még arról, hogy mit tekintsünk a jövedelmi skála középső részének. Ahelyett azonban, hogy ezt most definiálni igyekeznénk, tekintsük a következő példát Wolfson [1994, 1997] alapján. A F1.17. ábra két lehetséges sűrűségfüggvény segítségével mutat be két lehetséges jövedelemeloszlást, ahol a jövedelemeloszlásban elfoglalt helyet a medián értéktől vett távolsággal mérjük (a vízszintes tengelyen a mediántól való százalékos távolságot jelölve). A második eloszlást a folyamatos vonallal jelölt sűrűségfüggvény mutatja. Az első eloszlásból, ahol minden egyes jövedelmi kategóriában pontosan ugyanannyi ember tartozik (tehát a jövedelemeloszlás nem egyenlő, csak statisztikai értelemben nem normális), néhány, az átlagot változatlanul hagyó transzfer segítségével jutunk el. A második eloszlás minden, a Lorenz-görbével és a Lorenz-dominanciával konzisztens jövedelemegyenlőtlenségi mérőszám szerint egyenlőbb lesz, mint a kiinduló eloszlásunk, holott a két eloszlás között valóban megvalósult egyfajta polarizáció, azáltal, hogy az eloszlás bimodálissá vált.¹³¹

F1.17. ábra: Polarizáció és egyenlőtlenség

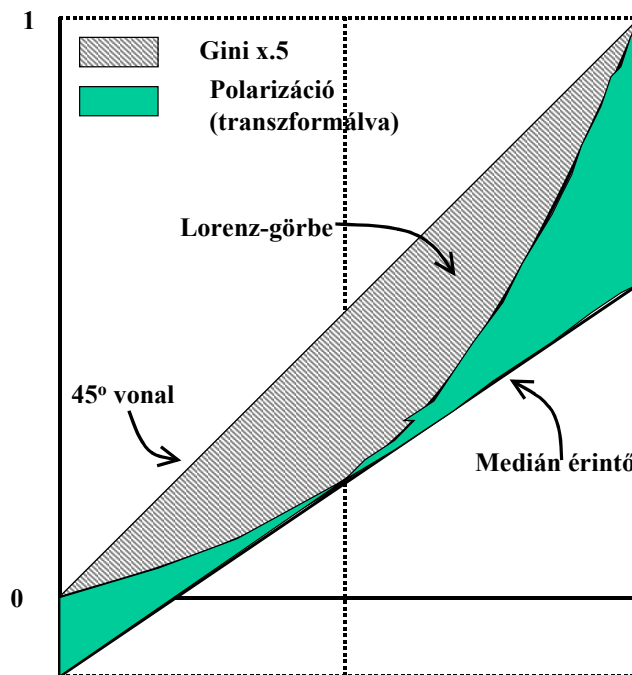
¹³¹ Wolfson [1997 p. 403]



Forrás: Wolfson [1997 p. 402]

Wolfson a polarizáció ábrázolására a következő technikát javasolja: vegyük a medián egység jövedelmét, majd fejezzük ki az összes megfigyelési egység jövedelmét a mediántól való távolsággént (a jövedelmet a medián jövedelem százalékában mérve). Wolfson a Lorenz-görbe segítségével polarizációs mérőszámnak a Lorenz medián tangense és a görbe közötti területet javasolja a polarizáció mértékének. (F1.18. ábra)

F1.18. ábra: A polarizációs mérőszám ábrázolása a Lorenz-görbe segítségével



Forrás: Wolfson [1997 p. 407]

Az ábra fogalmaival a P polarizációs mérőszámhoz a

$$P = (T - G/2) / mtan$$

formulával juthatunk, ahol

T a Lorenz-görbe és a görbéhez a medián értéknél húzott érintő, valamint a Lorenz tengelyei által határolt trapéz területe $(0,5 - L(0,5))$, és $L(0,5)$ a medián részarány, G a Gini-mutató, $mtan =$ a medián tangens (m/μ) , ha m a mediánt és μ az átlagot jelöli. A mutató értéke akkor esik 0 és 1 közé, ha a P értékét önkényesen a fent említett terület négyszereseként határozzuk meg, tehát

$$P = 2(2T - G) / mtan.$$

Wolfson polarizációs indexe ennél lényegesen egyszerűbben felírható a következő formulával:

$$W_p = 2(\mu^* - \mu^L) / m,$$

ahol μ^* az eloszlási jellemzőkkel korrigált átlagjövedelem $(\mu^* = \mu(1 - G))$, μ^L a népesség szegényebb felének átlagjövedelme, m a teljes népesség medián jövedelme. (Ravallion–Chen [1997 p. 369])

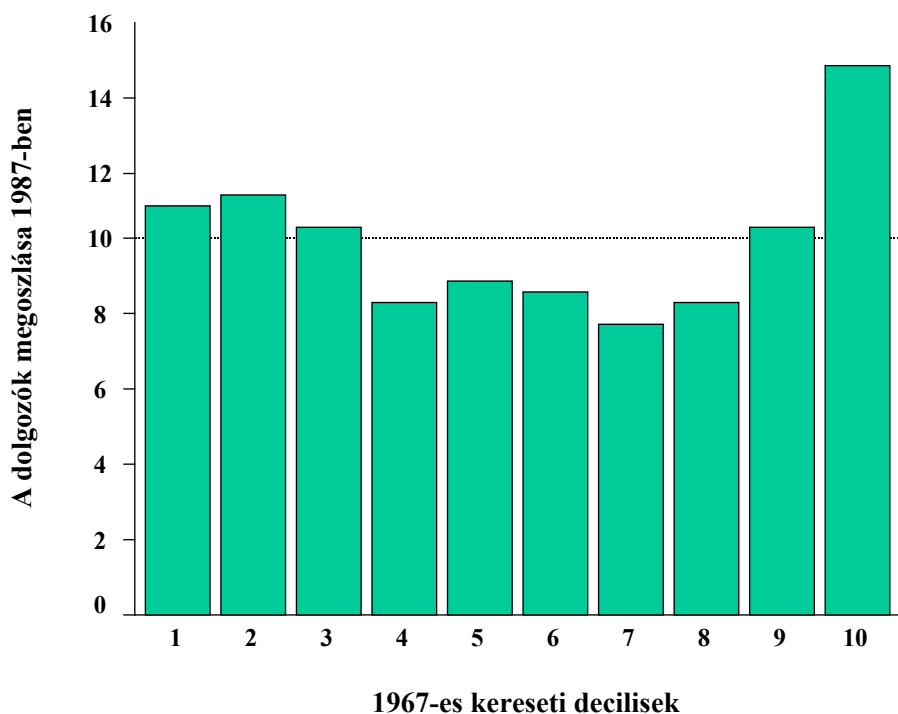
Egy ennél még egyszerűbb, de a lényeges vonásokat tekintve hasonló eredményeket mutató mérőszám lehet az, ha a polarizáció mértékének a mediántól bizonyos távolságra (pl. a

medián 75 és 150%-a között) levő megfigyelési egységeknek a teljes népességen belüli arányát vesszük. Számot kell azonban vetni azzal, hogy az efféle mérőszámok a polarizáció szempontjából érvénytelen, inkonzluzív eredményeket hoznak, ha a medián ugyanazon oldalán a kijelölt sávokon belül történik valamilyen, az átlagot érintetlenül hagyó transzfer.

Összességében Wolfson [1997] nagyfokú óvatosságot és körültekintést javasol, valamint a polarizációs mérőszám és a hozzá konceptuálisan hasonló eloszlási prezentációk használatát ajánlja. Továbbá azt tanácsolja, hogy kerülni kell az eloszlás széleit intenzíven használó mérőszámokat (mint amilyen például a logaritmusok varianciája vagy a percentilis arányok), valamint azt javasolja, hogy ha lehetséges dolgozzunk ki, új és a kutatási kérdésnek megfelelő mérőszámokat.

A polarizáció mérésére más érdekes megközelítésekre is javaslatot tett a szakirodalom. Morris, Bernhardt és Handcock [1994] például azt ajánlja, hogy a polarizációs hipotézis vizsgálatához egyszerűen vetítsük egymásra az ugyanarra a népességre két időpontban felvett eloszlást. Az adatok feltárására ajánlott eljárás szerint a kiinduló évben (t_0) megfigyelt jövedelmek alapján osszuk decilisekbe a népességet. Ezután vegyük a t_0 és a t_1 évben talált medián jövedelem értékek m_{t_1}/m_{t_0} arányát és ezzel defláljuk az összes t_1 időpontbeli jövedelmet. Végül, ha rávetítjük ezekre a deflált t_1 időpontbeli jövedelmekre a t_0 időpontban vett decilishatárokat, akkor megkapjuk, hogy a jövedelemeloszlás egyes decilisei hogy mozogtak egymáshoz képest. A szerzők által az amerikai kereseteloszlásra kapott egyik eredményt mutatja a F1.19. ábra, ami a relatív eloszlást a két időpontban meghatározott decilisekbe tartozó résznépességek arányával adja meg. Egy efféle változást, ami itt látható (vagyis a felső decilisek arányának növekedése és a középsők esése) a Gini-mutató nem jelezné.

F1.19. ábra: Decilis alapú relatív kereseteloszlás, Egyesült Államok, 1967–1987



Forrás: Morris–Bernhardt–Handcock [1994 p. 208]

Az általuk bemutatott eszköz általánosításához úgy juthatunk el, ha tekintetbe vesszük, hogy egy adott eloszlás kvartiliseinek maximális száma a minta elemszámával egyenlő. Ha r jelöli egy adott jövedelem rangját a jövedelmek szerint növekvő sorba rendezett népességben (ahogy azt a Pen-parádé esetében tettük), akkor a relatív eloszlást a $g_t(r) = f_{t1(y)} / f_{t0(y)}$ formula mutatja meg, ahol $0 < r \leq 1$, valamint $f_{t1(y)}$ és $f_{t0(y)}$ a kiinduló évre és a vizsgált évre vonatkozó (a mediánhoz a fentiek szerint korrigált) jövedelmek sűrűségfüggvényei. A $g_t(r)$ relatív eloszlás ekkor a t_1 időpontban az y (deflált) jövedelmi szinten vett népességsűrűség aránya a kiinduló évben az ugyanehhez a szinthez tartozó népességsűrűséghez.¹³²

F1.3.4. Az egyenlőtlenségi mérőszámok érzékenysége az eloszlás széleire és a közésre

A fejezet végén érdemes röviden kiemelni néhány, a fentiekben elemzett egyenlőtlenségi mérőszám tulajdonságait. Az egyenlőtlenségi mérőszámokkal végül is az a célunk, hogy empirikusan megfigyelt jövedelemeloszlásokat értékeljünk olyan mutatók segítségével, amelyek tömören, összefoglalóan jellemzik az adott eloszlásokat. Annak a ténynek, hogy

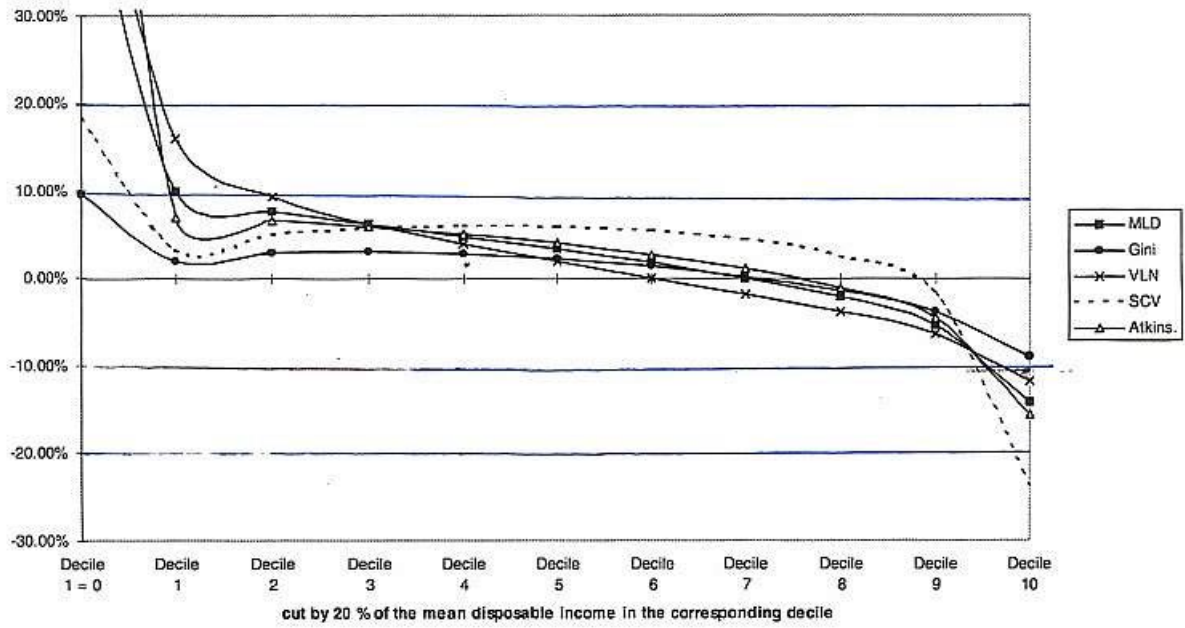
¹³² Az erre a formalizálásra épülő, általuk ajánlott polarizációs index a mediántól való távolság alapján beosztott jövedelemeloszlás egyes szekcióiba tartozó relatív népességsűrűségek súlyozott átlaga lesz, ahol a súly annál nagyobb, minél távolabb van az adott szekció a mediántól. Részleteket lásd Morris, Bernhardt és Handcock

fontos számunkra az összefoglaló jelleg és a tömörség, ára van. Ez az ár, hogy a bemutatott mutatók mindegyike bemutatja ugyan az eloszlások jellemzőjét, mindegyiknek van azonban olyan tulajdonsága, amelyik kevésbé vonzó, mint valamelyik másik mérőszám hasonló tulajdonsága. Ezért aztán, ha kiegyensúlyozott elemzésre törekszünk, nincs más lehetőségünk, mint egyszerre használni alternatív mérőszámokat és az elemzésben kihasználni, hogy mindegyik más jellemzőjét ragadja meg a jövedelemeloszlásnak.

A F1.20 ábra összefoglalóan mutatja be néhány mutató érzékenységét a jövedelemeloszlás különböző tartományaiban bekövetkezett transzferekre. Pontosabban, az ábra készítői előbb kiszámították az MLD-, a Gini-, az Atkinson- és a SCV-mutatókat, majd a mutatók számításának alapjául használt népesség egyes deciliseitől külön-külön levontak 20 százalékot. Ezután minden ilyen levonás után kiszámították az említett mutatókat és megnézték az adott mutatók eltérését az eredeti értékektől. Az eljárás eredményeként azt találták, hogy a Gini kevésbé érzékeny a jövedelemeloszlás két szélén bekövetkezett változásokra, az MLD- és az Atkinson (0,5) indexek inkább a jövedelemeloszlás alsó régióiban, az SCV pedig inkább a felsőbb régiókban érzékeny a jövedelemváltozásra. (F1.20. ábra)

F1.20. ábra: Az egyes szóródási típusú mutatók érzékenysége a jövedelemeloszlás különböző régióiban bekövetkezett változásokra

Figure A2.1 Sensitivity of various inequality indicators to a reduction of income in each decile



Forrás: OECD [2000]

2. FÜGGELÉK

A szegénység és egyenlőtlenség konceptualizálása és operacionalizálása számos kérdés tisztázását teszi szükségessé. A következőkben csak néhány ilyenre fog sor kerülni. Először azzal foglalkozom, hogy a jövedelem és a fogyasztás, illetve a vagyon közül melyiket célszerű választanunk, ha jóléti összehasonlításokat szeretnénk tenni. Utána a megfelelő időperiódus és megfigyelési egység kiválasztásának a mért egyenlőtlenségekre gyakorolt lehetséges hatásaival foglalkozom. Az ezekkel a módszertani kérdésekkel kapcsolatos döntések jelentős mértékben befolyásolhatják azt a képet, amit az egyenlőtlenségek és a szegénység alakulására vonatkozóan kaphatunk. (Atkinson [1983], Jenkins [1991])

F2.1. Jövedelmi, fogyasztási és vagyoni egyenlőtlenségek: miért a jövedelmi egyenlőtlenségek?

F2.1.1. Konceptuális kérdések

Nehezen dönthető el az a kérdés, hogy a gazdasági jólét egyenlőtlenségeinek vizsgálatához elégséges-e a jövedelemnek, mint mérőszámnak a használata, vagy ehhez képest tágabb kategóriák (pl. fogyasztás, illetőleg vagyon) bevonása is szükséges. Külön el lehetne azon is vitázni, hogy a szubjektív vagy az objektív pozíciót kell-e összemérnünk. A szóban forgó kutatási kérdések elméleti és praktikus okokból is fogós dilemmát jelentenek a kutató számára. A tanulmány törzse a jövedelmi egyenlőtlenségeket elemzi. Hogy ezeket választottam, annak van néhány lényegi oka.

Először is, a jövedelem potenciális fogyasztási lehetőséget tükröz. Mint ilyen, azt mutatja, hogy az egyéneknek, illetve háztartásoknak milyen lehetősége van az általuk kedvelt fogyasztási minták megvalósítására. Az, hogy ténylegesen hogy alakul a fogyasztásuk, alapvetően attól függ, hogy a vizsgált gazdasági egységeknek (egyéneknek és háztartásoknak) milyenek a jövedelmek elköltésére vonatkozó preferenciái. Ha tehát tekintettel vagyunk az egyéni preferenciák érvényesülésének szabadságára, akkor nem tehetünk mást, mint a jövedelmeket vesszük a vizsgálat középpontjába.¹³³

¹³³ Mindez persze nem jelenti azt, hogy társadalompolitikai vagy akár tudományos értelemben is ne lenne értelme a megvalósult fogyasztás mintáik alapján elvégzett jóléti összehasonlításoknak. Látni kell azonban, hogy ebben az esetben bizonyos mértékig kénytelenek vagyunk felülbírálni az egyéni fogyasztási

Másodsorban, helyenként időbeni összehasonlításra és, ami ebből a szempontból még fontosabb, nemzetközi összehasonlításra is sor kerül a tanulmányban. A fogyasztási minták országok közötti összehasonlításai, különösképpen a vizsgált periódusban, olyan mértékű módszertani komplikációkhoz vezethettek volna, amiknek a megoldása messze túlmutatott volna ennek a tanulmánynak a keretein.

Ki kell emelni: a fogyasztási adatok középpontba helyezése mellett is komoly érveket lehetne felhozni. Vannak ugyanis, akik amellett érvelnek, hogy a ténylegesen megvalósult fogyasztás megbízhatóbban jelzi a permanens jövedelmet, hiszen a megtakarítások vagy hitelfelvételek kiegyenlíthetik a jövedelmek esetleges ingadozásait. A vagyonnak, mint indikátornak a választása mellett, illetve ellen hasonló érvek hozhatók fel: egyenlőtlenségi dimenzióként való kizárólagos figyelembe vétele csak az életstílusra vonatkozó önkényes feltételezésekkel együtt lehetséges, figyelmen kívül hagyása viszont az életvitel szempontjából adott esetben tényleges, megfogható előnyök szem előtt tévesztésével jár együtt.

A jövedelmekkel szembeni praktikus ellenérvek közé egyfelől az empirikus adatfelvételekben tapasztalható válaszmegtágadást és jövedelem-eltitkolást, valamint a nem látható gazdaságból és a naturálgazdaságból származó jövedelmek megfoghatatlanságát szokták felhozni. Elismerve, hogy itt adott esetben komoly problémákról lehet szó, meg kell jegyezni, hogy egyfelől a fogyasztási statisztikák reprezentativitásának problémái által okozott probléma legalább annyira súlyos lehet, mint amilyen torzulást a válaszmegtágadások okozhatnak, másfelől pedig a vagyonnak és a naturális fogyasztásnak a megfelelő értékelése ugyancsak komoly problémákat okozna.¹³⁴ Mindazonáltal, a fejezet későbbi részei részletesen elemzik a hiányzó adatok és az eltitkolt jövedelmek lehetséges torzító hatásait.

preferenciákat. Gondoljunk bele: ha a gyermekünk preferenciarendszere olyan, hogy mindent marcipán egyenértékesben mér, mi viszont úgy gondoljuk, hogy a jól-lét mérési dimenziója az elfogyasztott finomfőzelék mennyisége mentén határozható meg, hiába fogyaszt töménytelen marcipánt, csak szegénynek fogjuk tartani. Ha viszont finomfőzelék-kúrára fogjuk, esetleg erőszakkal, hogy megvonjuk a zsebpénzét és természetben kapja az ebédet, ő fog radikális elszegényedésre panaszkodni. A példa persze sántít, de nem annyira. Végső soron minden olyan esetben, amikor adott javakkal való rendelkezést vagy nem rendelkezést tekintünk a gazdagság és a szegénység kritériumának mindig felül kell bírálnunk az egyéni preferenciákat: egy húsfogyasztásban mért gazdag-szegény skálán minden vegetáriánus igencsak szegénynek mutatkozna. Mindezek ellenére azért ők köszönik szépen jól megvannak.

¹³⁴ Valójában tehát „korrekt” megoldást az jelenthetne, ha lehetséges lenne egy olyan, határozott, véges időszakot felölelő jövedelmi adatállomány vizsgálata, amiben szerepet kapnának a vagyon használatából származó, illetve a naturális fogyasztásból származó inputált jövedelmek is. Ilyen azonban pillanatnyilag nem áll rendelkezésre.

F2.1.2. Érzékenységi vizsgálatok

Vizsgáljuk most meg azt, hogy milyen korlátokat jelent, ha az elemzést a jövedelmi egyenlőtlenségekre korlátozzuk! Két érv is szól amellett, hogy ezzel a „tényleges” egyenlőtlenségeket alábecsüljük:

A rendelkezésre álló adatokból tudjuk, hogy ma Magyarországon a fogyasztás egyenlőtlenségének mértéke meghaladja a jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságát.

A vagyoni egyenlőtlenségek szintén nagyobbak tűnnek a jövedelmi különbségeknél.

Amint arra a TÁRKI vonatkozó vizsgálata rámutatott (Szivós–Kéki [1995]), a kiadások és a fogyasztás egyenlőtlenségei minden esetben meghaladják a jövedelemegyenlőtlenségét, bármilyen mérőszámot is választunk. Ezt jól mutatják a fogyasztás, a kiadások és a jövedelmek percentiliseinek a mediánhoz viszonyított arányai. (F2.1. táblázat)

F2.1. táblázat: A jövedelmek, a fogyasztás és a kiadások egyenlőtlenségeinek összehasonlítása: az adott percentilis értékek aránya a mediánhoz, 1993

Percentilisek	Jövedelem	Fogyasztás	Kiadás
p10	0,65	0,59	0,58
p20	0,76	0,71	0,70
p30	0,84	0,81	0,81
p40	0,92	0,91	0,90
p50	1,00	1,00	1,00
p60	1,09	1,11	1,11
p70	1,20	1,24	1,25
p80	1,36	1,43	1,43
p90	1,62	1,76	1,77

Forrás: Szivós–Kéki [1995 p. 13] alapján saját számítás. KSH Háztartási Költségvetésvizsgálata [1993]

Megjegyzés: Fogyasztás = élelmiszerre, élvezeti cikkekre, ruházatra, lakásfenntartásra, háztartási és lakásfelszerelésre, egészségügyre és testápolásra közlekedésre, hírközlésre, művelődésre, üdülésre, szórakozásra, valamint egyéb személyes célú szolgáltatásra fordított összegek. Kiadás = fogyasztás+lakásvásárlás és építés.

A percentilisek és a medián értéke a személyi ekvivalens értékek alapján lettek számolva.

Nem csak arról van szó, hogy az egyenlőtlenségek mértéke más az egyik vagy a másik esetben, hanem arról is, hogy az egyes háztartások elhelyezkedése a jövedelmi és a fogyasztási hierarchiában bizonyos mértékig inkonzisztens: a két dimenzióban való elhelyezkedés korrelációs együtthatója 0,6 körüli értéket mutat, ami a közepesnél erősebb kapcsolatot, de korántsem egy egyértelmű megfeleltetést jelent. (Szivós–Kéki [1995 p. 15]) A jövedelem és a fogyasztás leginkább a hierarchia alján és felső részén mozognak együtt. A középső csoportokban nagyobb eltérések lehetségesek.

A vagyoni egyenlőtlenségek szintén nagyobbak tűnnek a jövedelmi különbségeknél. Mint az a TÁRKI egy másik tanulmányából (Szántó [1995]) kiderül, a vagyoni egyenlőtlenségek mértéke szintén meghaladja a jövedelmi egyenlőtlenségeket: valamennyi vagyoni összetevő esetében a jövedelemeloszlásnál egyenlőtlenebb eloszlással találkozunk.¹³⁵

F2.2. táblázat: A háztartási jövedelmek és vagyoni összetevők egyenlőtlensége 1994-ben, Gini-koefficiensek

Jövedelmi mutatók, vagyoni összetevők	Gini	Gini*
Háztartás éves összjövedelme	0,36	-
Háztartás havi összjövedelme	0,36	-
Éves egy főre jutó jövedelem	0,31	-
Lakásvagyon	0,43	-
Lakáson kívüli ingatlanok értéke	0,91	0,69
Összes ingatlan	0,45	-
Tárgyi vagyon	0,85	0,62
Hosszútávú pénzbeli megtakarítások	0,86	0,64
Pénzbeli vagyon	0,86	0,68
Összes vagyon	0,45	-
Összes vagyon lakásérték nélkül	0,81	0,72

Forrás: Szántó [1995 p. 29] alapján Fábán [1995c p. 27], MHP (A) adatokból.

Megjegyzés: Csak azokra az esetekre számítva, amikor a vizsgált háztartások rendelkeznek az adott vagyontípusával.

Összefoglalva az eddig elmondottakat azt mondhatjuk: valamelyest más képet kapunk, ha a jövedelmi egyenlőtlenségeket önmagukban vizsgáljuk, mint ha a fogyasztási illetve a vagyoni egyenlőtlenségeket elemezzük.¹³⁶ A jövőre vonatkozóan minden bizonnyal azt várhatjuk, hogy a jövedelmi, a vagyoni és a fogyasztási egyenlőtlenségi rendszer közeledik egymáshoz, tehát a jövedelem az egyenlőtlenségeknek a jelenleginél jobb mérőszáma lesz.

¹³⁵ Itt meg kell jegyezni, hogy az elemzés alapját adó Magyar Háztartás Panelben a háztartások összvagyonának mintegy 85%-át a lakásvagyon teszi ki. Az ingatlanvagyon nagysága és a jövedelmi helyzet között viszonylag lazább az összefüggés: alacsonyabb jövedelemhez többször is nagyobb vagyoni érték társulhat vagy fordítva. Leszámítva azonban ezeket a különbségeket, a szigorúan vett tárgyi vagyon és a jövedelmi szint, illetve a pénzbeli vagyon és a jövedelmi szint között relatíve szorosabb kapcsolatot találunk.

¹³⁶ Ezek az eltérések minden bizonnyal más országokban is többé-kevésbé normálisnak tekinthetők lennének. Mindazonáltal Magyarországon akad még néhány olyan tényező, ami a szóban forgó helyzetet (valószínűleg csak átmenetileg) felerősíti. Mindenekelőtt ebbe a körbe tartoznak a közelmúlt azon politikai intézkedései, amik során adott esetben sem a korábban felhalmozott vagyonokkal, sem pedig a folyó jövedelmekkel nem arányos vagyonhoz juthattak a háztartások. Ebben a tekintetben talán nem is az állami vállalatok privatizációja jelenti a döntő faktort, hanem az állami vagyon lebontásának olyan más, tömegeket érintő esetei, mint a kárpótlás, vagy az önkormányzati bérlakások mélyen ár alatti kiárusítása. A vagyonok és jövedelmek közötti diszkrépancia ugyanakkor minden bizonnyal történetileg is változik. A rendszerváltást megelőző szocialista rezsim idején a természetbeni társadalmi ellátásokból és a mesterségesen alacsonyan tartott árak céljából nyújtott dotációk, illetve a politikailag (is) meghatározott privilégiumok miatt térhetett lényegesen el az életszínvonal a jövedelmi szinttől. Mára ezek az eltérések (részint azért, mert a politikai privilegizálás tárgya lett más, részint azért, mert a dotációk eltűntek, részint pedig azért, mert az állami vagyon lebontása során újabb vagyonok kerültek magánkézbe) jellegükben átalakultak.

F.2.2. A jövedelemfogalom megválasztása

F2.2.1. A háztartási jövedelmek „könyvelése”

Tekintsük most át, hogy a jövedelemfogalom megválasztásakor milyen lehetőségeink vannak. Képzeljük el (Atkinson [1983] nyomán), hogy belelátunk egy háztartás adott évi „könyvelésébe”! Jövedelemnek a szó legáltalánosabb értelmében azt az összeget tekinthetjük, amit a háztartások úgy tudnak felhasználni, hogy a felhasználás révén nem csökken a szóban forgó háztartások időszak elején rendelkezésre álló *vagyon*a. Adott t_0 évben a háztartás bevételei származhatnak mindenekelőtt *munkajövedelmekből*. A háztartások többsége számára a kereset adja a meghatározó jövedelmi forrást.¹³⁷ A munkajövedelmeket a háztartások egy növekvő részének esetében kiegészítik a *tőkejövedelmek*: a különböző befektetésekből származó nyereség és osztalék jellegű bevételek. A munkajövedelmek és a tőkejövedelmek együttesen adják a háztartások *piaci jövedelmeit*. Ezekhez adódnak hozzá az adott időperióduson belül az állami újraelosztásból származó (*társadalombiztosítási* típusú, vagy más néven keresetpótló, valamint szociális (tehát alapjövedelem típusú, vagy segély jellegű) jövedelmek. Ezek mellett vannak még egyéb jövedelemtípusok, mint például a *háztartások közötti transzferek*. Az összes háztartási bevételt terhelik ezek után az állami újraelosztást (többek között a háztartásoknak fizetett társadalombiztosítási és szociális típusú ellátásokat is) fedező közvetlen vagy közvetett *adók és járulékok*. Ami az adók és járulékok levonása után marad, általában azt tekintik a háztartások *elkölthető* (szabad rendelkezésű) jövedelmeinek. Ebből gazdálkodhatnak az adott időperiódusban a háztartások: dönthetnek arról, hogy a jövedelmeket milyen módon és milyen arányban osztják fel saját *fogyasztási kiadásaik és befektetéseik* között, valamint arról, hogy jövedelmeik mekkora hányadát tartják meg olyan megtakarításnak, ami a következő időszak induló vagyonához adódik hozzá.¹³⁸

¹³⁷ Ez nyilvánvalóan koronként és országonként változik. Valószínű, hogy a háztartások jövedelmében a történelem során az árutermelő piacok elterjedésével a keresetek aránya előbb növekedett, majd az állam újraelosztó tevékenységének terjeszkedésével párhuzamosan csökkent.

¹³⁸ Ebben az áttekintésben nincs szó a gazdasági jól-lét nem pénzbeni jövedelemtípusú elemeiről. A munkahelyek például nem pénzbeli juttatásokat adhatnak a dolgozóiknak (autó, üzemorvosi ellátás és más típusú ellátások). Az állami újraelosztás jelentős részét adják a nem pénzbeli támogatások (nyomott áras vagy ingyenes állami ellátások). Végezetül jelentős lehet a tulajdonnal rendelkezés miatt fennálló imputált jövedelem is (például ilyenről rendelkezik az, akinek tulajdonolt lakása van, hiszen nem kell bérleti díjat fizetnie). Nem azért nem teszük említést ezekről a jövedelemtípusokról, mert nem tartom fontosnak őket, hanem azért, mert nagyon keveset tudunk róluk. Valószínűsíthetjük, hogy összességében mindig is számottevő volt az efféle jövedelmek szerepe a háztartások teljes jövedelmi szerkezetében a piaccgazdaságokban ugyanúgy (Smeeding *et al.* [1992] mint a szocialista gazdaságokban (Atkinson és Micklewright [1992])). Az is valószínű, hogy más lehetett viszont a két rendszerben a természetbeni jövedelmek rétegeloszlása, hiszen míg a piaccgazdaságban

F2.1. ábra: A háztartások „könyvelése” két periódusban

	1. év	2. év
Induló vagyon: W_0		Induló vagyon: W_1
+– Piaci jövedelmek	Munkajövedelmek: (Keresetek + önfoglalkoztatás)	+ Piaci jövedelmek
	Tőkejövedelmek: (Nyereség + osztalék)	
+– Nem piaci transzferek egyenlege	Háztartások közötti átutalások	...
+– Állami újraelosztás egyenlege	Társadalombiztosítás	...
	Szociális újraelosztás	
	Adók (közvetett és közvetlen adók + járulékok)	
A háztartás elkölthető jövedelme: D_1		...
+– a háztartás jövedelemfelhasználási döntéseinek egyenlege	Fogyasztási kiadások	...
	Beruházások és befektetések	
Megtakarítások: S_1		
Záró vagyon: $W_1=W_0+S_1$		

Forrás: Atkinson [1983]

A F2.1. ábra végiggondolásából számos fontos következtetés származhat a jövedelemeloszlási statisztikák értelmezéséhez. Mivel a jövedelemeloszlás vizsgálatok általában a szabad rendelkezésű elkölthető jövedelmekről van szó, elsősorban ezeknek a jövedelmeknek az alakulása szempontjából érdemes figyelni a tanulságokat is.

Először is világos, hogy a háztartások számára egy adott időpillanatban rendelkezésre álló szabad rendelkezésű jövedelem számos múltbeli döntés eredményeképpen alakul ki. A t_1 időpontban rendelkezésre álló jövedelem függ a háztartás tagjainak munkakínálati döntéseitől (mert részben ennek eredménye lesz a keresetek alakulása), a háztartás t_0 időpontban hozott befektetési döntéseitől (hiszen ezeken múlik a jelenben realizálható hozam), valamint a t_0 időpontban a fogyasztás és a megtakarítás arányaira vonatkozóan hozott döntéseitől.

Másodszor azonban az is világos, hogy a szabad rendelkezésű jövedelmek alakulását a háztartások számára exogén tényezők is erőteljesen befolyásolják. Ilyen exogén tényezők közé sorolhatjuk egyfelől a munkaerőpiac intézményi korlátait (pl. a rendelkezésre álló munkalehetőségek számát és szerkezetét, a munkaerőpiac rigiditását és más korlátozó tényezőket), másfelől pedig az állami újraelosztásban az adók szerepét, nagyságát,

inkább a vállalatok munkaerő-politikájának része a nem pénzbeli kompenzáció, a szocialista gazdaságokban az állam szociálpolitikájának része volt a nagyszámú áreltérítés és természetbeni jövedelem. A két rendszer közötti átmenet periódusában, ennél fogva, azt lehet valószínűsíteni, hogy a nem pénzbeli jövedelmek átalakulása durván erősíthette a jövedelemkülönbségek növekedésének hatásait.

szerkezetét. A vizsgált népességben az adóztatás szerkezetének változása jelentősen átrendezi a jövedelemszerkezetet és ezáltal a jövedelemeloszlást.

Harmadsorban, mint láttuk, a háztartások jövedelmi helyzetét – akár exogén, akár endogén eseményekről van szó – időbeli döntések szekvenciális láncolatai határozzák meg. Ennélfogva a jövedelemeloszlás szempontjából egyáltalán nem mindegy az, hogy a vizsgált jövedelmek milyen időperiódusra vonatkoznak.

F2.3. A kiválasztott időperiódus jelentősége

F2.3.1. Konceptuális kérdések

Magyarországon és az európai országok többségében a jövedelmi statisztikák által felölelt legrövidebb számbavételi periódus általában az egy hónap.¹³⁹ A havi jövedelmeknek azonban nyilvánvalóan nagyobb a fluktuációja, mint amekkora változékonysága ugyanazon népességben belül, például az éves jövedelmeknek lehet. Valószínűnek tűnik ugyanis, hogy vannak olyan jövedelemfajták, amelyek nem havi rendszerességgel érkeznek a felhasználókhoz és az is igaz, hogy vannak olyan népességcsoportok (pl. a különböző foglalkozásokba tartozók), akiknek a jövedelmében eltérő arányokat tesznek ki a szezonális vagy ritka jövedelmek. Mindezt tekintetbe véve valószínűsíthetjük, hogy hosszabb időperiódus mellett ugyanabban a népességben ugyanazon jövedelmek mellett a mért egyenlőtlenségek kisebbek lesznek, mint valamely rövidebb időszak esetén.

Az időperiódus megválasztása ezért konceptuális kérdés is, aminek nincs optimális megoldása, csak az éppen aktuális kutatási kérdésnek megfelelő megoldást találhatjuk meg. Ha egy időpillanatban egy adott népességben a jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságát az éves jövedelmek alapján becsüljük meg, nyilván nagy számban fogunk viszonylag magas befejezett iskolai végzettséggel rendelkezőket találni a szegények között. Például az éppen felsőfokú tanulmányaikat végző egyetemisták, ha szüleiktől külön háztartásban élnek, nagy valószínűséggel tartozhatnak ebbe a csoportba. Ha azonban a jövedelmek számbavételét kiterjesztenénk egy hosszabb periódusra (esetleg egy teljes emberi életpályára), akkor már nyilvánvalóan más képünk alakulna ki a jövedelemeloszlásra és az egyes társadalmi csoportok relatív helyzetére

¹³⁹ Kivéve az olyan országokat (pl. Nagy-Britanniát), ahol a heti fizetéseknek is van még értelme.

vonatkozóan. Tehát ha a kutatási kérdésünk az életesélyek egyenlőtlenségeivel kapcsolatos, célszerűbb minél hosszabb időszakot választanunk.

Ha azonban figyelmünket elsősorban a szegénység vizsgálata köti le, célszerűbb rövidebb jövedelem-számbavételi periódust használni. A rövid távú folyó jövedelmek alapján szegénynek talált személyek egy része az esetleg felmerülő likviditási gondok rövid távú áthidalásához ugyanis valószínűleg sem tartalékokkal, sem hitelfelvételi lehetőségekkel nem rendelkezik.¹⁴⁰

F2.3.2. Érzékenységi vizsgálatok

Az említett kérdések vizsgálatához érdemes megfigyelni, hogy a rendelkezésünkre álló adatállományokban az időperiódus alternatív definíciói milyen egyenlőtlenségi mértékeket jelentenek. A háztartás egy főre jutó jövedelmek szerint mért egyenlőtlensége mindegyik egyenlőtlenségi mutató szerint kisebb, ha hosszabb számbavételi periódust veszünk tekintetbe. A Magyar Háztartás Panel első öt hullámában részt vevő egyének egy főre jutó háztartási jövedelmeinek négyzetes relatív szórása (SCV) 11–12 százalékponttal, a Gini-koefficiens értéke pedig 3 százalékponttal alacsonyabb a három, illetve az öt éves periódusra kumulált jövedelmekre, mint a havi egy főre jutó jövedelmekre mérve. Hasonlóképpen, a háztartások között a háztartás összes jövedelme alapján számolt egyenlőtlensége számottevően alacsonyabb a három, illetve öt évre összeadott jövedelmek esetében, mint az időszak egy kiválasztott hónapjában szerzett jövedelmek egyenlőtlenségei.

¹⁴⁰ Lehetnek a népességnek olyan csoportjai is, akiknek szegénységi helyzete szempontjából még a havi jövedelmek számbavétele is túl hosszú periódust jelenthet. Gondoljunk csak a napi elszámolásban fizetett vendégmunkásokra.

F2.3. táblázat: A választott időperiódus jelentősége a jövedelemegyenlőtlenségek mért nagysága szempontjából: egyes jövedelem periódusokhoz tartozó egyenlőtlenségi mutatók, személyi minták

Egységek: az első három hullámban résztvevő egyének (N=4279)				
	Háztartás egy főre jutó, 1992 márciusi jövedelem	Egy főre jutó, éves háztartási jövedelem, 1991–1992	Az 1992 és 1994 közötti három évre 1992-es áron kumulált egy főre jutó jövedelem, a három hullámban együtt	
Átlag	10 377	111 088	324 722	
Medián	8 989	98 060	286 743	
Átlag/medián	1,15	1,13	1,13	
P90/p10	3,3	3,3	3,1	
Négyzetes relatív szórás (SCV)	0,44	0,40	0,31	
Gini-koefficiens	0,30	0,29	0,26	
Egységek: az öt hullámban résztvevő egyének (N=3455)				
	Háztartás egy főre jutó, 1992 márciusi jövedelem	Egy főre jutó, éves háztartási jövedelem, 1991–1992	Az 1992 és 1994 közötti három évre 1992-es áron kumulált egy főre jutó jövedelem, a három hullámban együtt	Az 1992 és 1996 közötti öt évre 1992-es áron kumulált egy főre jutó jövedelem, az öt hullámban együtt
Átlag	10 360	109 903	317 360	499 043
Medián	8 832	96 000	281 735	439 319
Átlag/medián	1,17	1,14	1,13	1,14
P90/p10	3,3	3,3	3,2	3,1
Négyzetes relatív szórás (SCV)	0,42	0,36	0,30	0,31
Gini-koefficiens	0,29	0,28	0,26	0,26

Forrás: MHP (B) I. hullám

F2.4. táblázat: A választott időperiódus jelentősége a jövedelemegyenlőtlenségek mért nagysága szempontjából: egyes jövedelem periódusokhoz tartozó egyenlőtlenségi mutatók, háztartási minták

Egységek: az első három hullámban résztvevő háztartások (n=1636)				
	1992 márciusi háztartási összes jövedelem	1992, éves összes háztartási jövedelem	Az 1992 és 1994 közötti három évre 1992-es áron kumulált háztartás jövedelem, a három hullámban együtt	
Átlag	30 781	329 764	939 194	
Medián	25 989	283 844	807 557	
Átlag/medián	1,18	1,16	1,16	
P90/p10	6,3	6,1	5,0	
Négyzetes relatív szórás (SCV)	0,58	0,54	0,44	
Gini-koefficiens	0,37	0,36	0,33	
Egységek: az öt hullámban résztvevő háztartások (N=1359)				
	1992 márciusi háztartási összes jövedelem	1992, éves összes háztartási jövedelem	Az 1992 és 1994 közötti három évre 1992-es áron kumulált háztartás jövedelem, a három hullámban együtt	Összes, 1992-es áron kumulált háztartási jövedelem, az öt hullámban együtt (1992-1996)
Átlag	33 222	354 175	993 821	1 526 418
Medián	28 700	308 172	873 773	1 359 049
Átlag/medián	1,16	1,15	1,14	1,12
P90/p10	5,9	5,8	4,5	4,5
Négyzetes relatív szórás (SCV)	0,49	0,45	0,37	0,36
Gini-koefficiens	0,35	0,34	0,31	0,31

Érdeemes még megfigyelnünk, hogy a havi, illetve éves jövedelmek egyenlőtlenségei közötti különbség viszonylag jelentős. Ehhez képest az, hogy három vagy öt évre adjuk össze a jövedelmeket, már viszonylag keveset számít. Továbbmenve, ha a jövedelmeket az emberi életpálya egészére összegeznénk és az összegzett jövedelmekre számítanánk az egyenlőtlenségi mutatókat, valószínűleg nagyobb egyenlőtlenségeket regisztrálnánk, mint amit egy néhány éves időszak összegzése során kaphatunk. Legalábbis ez összhangban lenne számos elméleti állítással, így például az emberi tőke elméletével is.

F2.4. A megfigyelési egység megválasztása

F2.4.1. Konceptuális kérdések

Előbbi, az egyetemisták szegénységével kapcsolatos példánkkal szemben azonnal felhozható egy ellenérv: vegyük tekintetbe a megkérdezettek tágabb családjának jövedelmi viszonyait, és mindjárt nem fogjuk őket annyira szegénynek látni. A jövedelemeloszlási statisztikák leggyakrabban az egyéneket, a nukleáris családot vagy a háztartást tekintik megfigyelési egységnek. A munkaerő-piaci és társadalombiztosítási statisztikák alapegysége általában az egyén. Ezen a szinten állnak rendelkezésre a kereseti statisztikák és a társadalombiztosítási ellátások regiszterei, bár vannak olyan statisztikák, amelyek ugyan ebbe a kategóriába tartoznak, mégis háztartás szinten tartanak nyilván jövedelmeket (például az önkormányzatok segélyezési statisztikái). A statisztikai és szociológiai célú vizsgálatok általában ennél nagyobb egységeket – vérségi alapon meghatározott családokat vagy gazdasági elszámolás szerint egybe tartozó háztartásokat – tekintenek megfigyelési egységnek. Látni kell azonban, hogy az ilyen döntések egyben azt is meghatározzák, hogy mekkora egyenlőtlenségeket fogunk mérni.

F2.4.2. Érzékenységi vizsgálatok

Az F2.5. táblázat elég egyértelműen látszik bizonyítani ezeket a feltételezéseket. Ahogy az összes egyéntől (ez a csoport mindenkit a jövedelemmel nem rendelkező csecsemőket is magában foglalja) a legalább 16 évesekre, majd pedig a háztartásokra terjesztjük ki a számbavételt, úgy csökkennek a jövedelemegyenlőtlenségi mutatók. Az összes egyénre a p90/p10 percentilis arányokat nem is lehet kalkulálni, hiszen az alsó két decilisbe gyakorlatilag olyan egyének tartoznak, akiknek nulla jövedelmük van. A négyzetes relatív szórás értéke 6,14-ről 0,62-re, a Gini értéke 0,58-ról 0,38-ra csökken, amint nem az összes személyre, hanem a háztartásokra számoljuk ki az egyenlőtlenségi mutatókat. Érdeemes azt is megfigyelni, hogy a jövedelemfogalom tágításával (és ezzel együtt áttételesen a vizsgálati egység kereteinek kiterjesztésével szintén kisebb mutatókat kapunk. Miközben az 1992 márciusi összes személyes jövedelem Gini-mutatója 0,58, az egy főre jutó éves háztartási jövedelem Gini-mutatója 0,29 lesz. Ez persze a hosszabb időperiódussal is összefügg, de nem csak azzal, hanem a figyelembe vett háztartási egység tágításával is.

F2.5. táblázat: A személyes és háztartási jövedelmek egyenlőtlenség-mutatói különböző vizsgálati egységekre (egyénekre és háztartásokra) 1992-ben

Egységek: összes személy 1992-ben (N=5745)				
	Összes személyes jövedelem, 92 március	Összes személyes jövedelem, éves	Egy főre jutó háztartás jöv, 92 március	Egy főre jutó éves háztartás jövedelem
Átlag	10 614	114 014	10 318	110 905
Medián	8 000	86 640	8 979	98 382
Átlag/medián	1,33	1,32	1,15	1,13
P90/p10	N.a.	N.a.	3,62	3,52
Négyzetes relatív szórás (SCV)	6,14	6,22	0,44	0,41
Gini-koefficiens	0,58	0,58	0,30	0,29
Egységek: összes 16+személy 1992-ben (N=4523)				
	Összes személyes jövedelem, 92 március	Összes személyes jövedelem, éves		
Átlag	13 481	144 814		
Medián	9 600	103 053		
Átlag/medián	1,40	1,41		
P90/p10	59,53	40,55		
Négyzetes relatív szórás (SCV)	4,62	4,68		
Gini-koefficiens	0,47	0,47		
Egységek: háztartások (N=2050)				
	Háztartási összjövedelem 1992 márciusában	Háztartás éves összjövedelem, 1992	Egy főre jutó éves háztartás jövedelem, 1992	
Átlag	28 910	310 755	116 241	
Medián	23 875	260 796	100 846	
Átlag/medián	1,21	1,19	1,15	
P90/p10	6,40	6,33	3,13	
Négyzetes relatív szórás (SCV)	0,62	0,58	0,41	
Gini-koefficiens	0,38	0,37	0,29	

Arra a kérdésre azonban, hogy ezt a tágítást valóban megtehetjük-e, nem nagyon lehet kész választ adni. Bármilyen vizsgálati egységet választunk is a gazdasági jólét vizsgálatokor, speciális előfeltevésekkel élük a gazdasági erőforrások feletti rendelkezésre vonatkozóan. Ha egyének a megfigyelési egységeink és csak az ő jövedelmeiket vesszük tekintetbe, akkor azt feltételezzük, hogy semmilyen jóléti transzferek nincsenek az egyes egyének között. Ha

viszont családok vagy háztartások lesznek a megfigyelési egységeink, akkor azzal a feltételezéssel élünk, hogy az azonos családokba vagy háztartásokba tartozó egyének megosztják egymás között az erőforrásaikat. Tekintettel azonban arra, hogy nagyon kevés ismeretünk van a háztartáson belüli jövedelemeloszlásról, egyfajta „fekete doboz” megközelítéssel kell élnünk, és azt kell feltételeznünk, hogy a jövedelmek megosztása egyenlően történik.¹⁴¹ A tapasztalatok azt mutatják, hogy a legcélszerűbb az, ha a jövedelmeket természetes gazdasági egységek (családok vagy háztartások) szintjén vesszük tekintetbe. Aztán persze valamilyen önkényes szabály révén (ez általában egyenlő elosztást jelent) szétoszthatjuk a család vagy a háztartás jövedelmeit a tagok között, és vizsgálhatjuk az egyének így számolt jövedelmeinek egyenlőtlenségeit. A statisztikai irodalom jelentős része követi ezt az eljárást. Meg kell azonban még oldanunk egy egyáltalán nem mellékes problémát: azt, hogy miképpen hasonlítsuk össze különböző méretű és szerkezetű háztartások jóléti szintjét.

F2.5. Különböző összetételű és méretű háztartások jóléti szintjének összehasonlítása

F2.5.1. Az ekvivalencia-skálák koncepciója

Ha adott egy egyedülálló személy és egy két felnőttből és két gyermekből álló háztartás, akkor az utóbbinak hányszor akkora jövedelemmel kell rendelkeznie ahhoz, hogy gazdasági jólétük egymással ekvivalens legyen? Erre a kérdésre keresik a választ a különböző háztartások jóléti szintjének összehasonlítására használatos ekvivalencia-skálák.

A háztartások jövedelmeit többféleképpen is összehasonlíthatjuk. Az egyik véglet esetében nem teszünk különbséget a háztartások között aszerint, hogy mekkora a méretük. Világos, hogy ez a számbavételi lehetőség nincs tekintettel arra, hogy a család mérete mind a kereső kapacitást, mind pedig a fogyasztási igényeket is alakítja.¹⁴² A másik véglet, az egy főre jutó jövedelmek feltételezése viszont azt jelenti, hogy a család méretével egyenes arányban növekszenek a megélhetés költségei. A jövedelmi egyenlőtlenségekkel foglalkozó

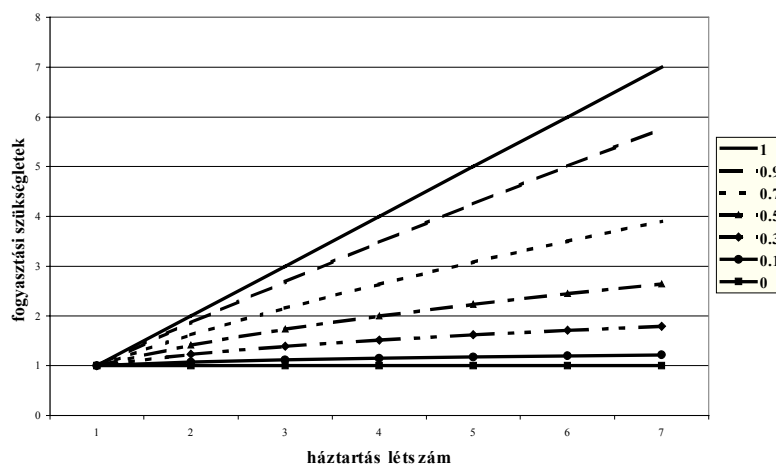
¹⁴¹ Ez persze nem mindig teljesen plauzibilis feltételezés. Nemek közötti egyenlőtlenségek ugyanúgy előfordulhatnak az erőforrás-allokációban, mint a felnőttek és a gyermekek közötti egyenlőtlenségek.

¹⁴² Például ugyanúgy egy háztartásnak kezeli az egyszemélyes háztartást, mint a sokgyermekes, esetleg több generációt magában foglaló háztartást. E mögött lényegében az a feltételezés húzódik meg, hogy a családméret növekedésével nem változnak a háztartás megélhetési költségei.

irodalomban lényegében mindkét módszerre találhatunk példát, viszont valószínűleg akkor járunk közelebb az igazsághoz, ha valahol e két véglet közötti eljárást alkalmazunk.

Az F2.2. ábra a háztartások feltételezett gazdasági szükségleteit mutatja a háztartás méretének függvényében. Ha a vízszintes tengelyen a háztartás méretét, a függőleges tengelyen pedig a megélhetési költségeket ábrázoljuk, akkor a két változó közötti kapcsolatok feltételezett alakját mutatják az E_1 , E_2 , E_3 és E_4 görbék. Ha azt feltételezzük, hogy egy pótlólagos háztartástag belépése pontosan egy egységgel növeli a háztartás fogyasztási szükségleteit, akkor a fogyasztási szükséglet E_1 görbéje a 45° -os egyenesen fog futni. Ha azt feltételeznénk, hogy a háztartásméret egyáltalán nincs hatással a fogyasztási szükségletekre, tehát a pótlólagos tagok belépése teljesen költségmentes, akkor az E_4 egyenest kapnánk. Valószínű azonban, hogy közelebb járunk a valósághoz akkor, ha azt feltételezzük, a pótlólagos háztartástagok belépése növeli a háztartás fogyasztási szükségleteit, de nem egyenes arányban.

F2.2. ábra: Méretgazdaságosság a háztartásban: a háztartásméret és a fogyasztási szükségletek összefüggéseire vonatkozó feltételezések



Számos érvet hozhatunk fel emellett. A háztartások fogyasztása mindig felosztható magánjavakra és közjavakra. A magánjavak fogyasztása exkluzív, egyik egyén fogyasztása az adott jószágból csökkenti a másik személy számára rendelkezésre álló javak mennyiségét. Tipikusan az élelmiszerek tartoznak ide. A közjavak fogyasztásában nincs rivalizálás, az egyik egyén fogyasztása nem csökkenti a másik fogyasztását: ha már fűtenek és világítanak egy adott lakásban, akkor a kétfős családnak nincs szüksége kétszer akkora fűtésre és

világításra, mint az egyfős családnak. Vannak továbbá olyan javak, amelyeknek a fogyasztása egy adott pillanatban rivalizáló, de egy személy nem fogyasztja el teljesen és így mások is használhatják egy másik időpontban. Többgyermekes családok például tipikusan megosztják a különböző korú gyermekek között a kinőtt, de még nem elhasználódott ruhákat. A közjavaknak és a magánjavaknak ez a mindig jelenlevő portfóliója teszi lehetővé azt, hogy a háztartások gazdálkodásában létezik egy méretgazdaságosság.

A méretgazdaságosság becslése (vagyis a pótlólagos háztartástagokhoz tartozó fogyasztási súlyok hozzárendelése) meglehetősen nehéz feladat. Az ekvivalens jövedelmi szintek becslésének egyik lehetséges módja, ha *empirikus háztartási költségvetési adatokat* használunk. Ez a háztartások gazdasági viselkedésének axiómáira építve két lépcsőben végezhető el. Először arra van szükség, hogy specifikálják a háztartások preferencia függvényét, ezen keresztül a háztartások keresleti függvényét, ezután következik a keresleti függvény konkrét empirikus becslése. A keresleti függvények meghatározására két lehetséges utat ír le az irodalom. Az egyik Engel [1895], a másik Rothbart [1943] munkájához nyúlik vissza.¹⁴³ Engel módszere szerint a nem-jövedelemtípusú jellemzőkben fellelhető különbségek ugyanazt jelentik, mintha ezekkel arányos különbségek lennének a javak áraiban. A modellben egy pótlólagos gyermek vállalása az összes költség emelkedésével jár együtt. A háztartások hasznossági függvénye a jövedelmeiken belül az élelmiszerekre fordított költségek részarányához kapcsolódik, ezt igyekeznek maximalizálni. Az F2.3. ábrán látható görbék az összes kiadások és az élelmiszerekre fordított kiadások viszonyát mutatják különböző nagyságú háztartásokra vonatkozóan. A nagyobb háztartásoknak több jövedelemre van szükségük arra, hogy ugyanazt az u hasznossági szintet (életszínvonalat élelmiszerköltség-részarányt) el tudják érni. Az ezen a ponton jellemző ekvivalencia-skála $M_i = Y_i / Y_r$ lesz. Ebből a specifikációból jól látható, hogy az ekvivalencia-skála az életszínvonal függvényében változik.

Rothbart modellje különbséget tesz a felnőttek által fogyasztott javak (felnőtt ruházat, alkohol, dohány stb.) és egyéb, a gyermekek által is fogyasztott javak között. Ugyanazon a fogyasztási szinten a gyermektelen háztartások minden bizonnyal többet költenek felnőtt javakra, mint a gyermekes háztartások. A felnőtt javakra fordított kiadások és az összes kiadások viszonyát ábrázolva juthatunk el a F.2.3. ábrán látható keresleti görbékhez. Ahhoz, hogy a gyermekes háztartások ugyanazt az u hasznossági szintet (életszínvonalat) el tudják érni, ugyanakkora összegre van szükségük a „fix” költségek (felnőtt javak) fedezésére, plusz

¹⁴³ Részletes bemutatását lásd Coulter–Cowell–Jenkins [1992a pp. 86–89], valamint Deaton [1997 4.3. fejezet].

elő kell teremteniük a gyermekekre fordítandó kiadásokkal meghatározott „változó” költségek fedezetét.¹⁴⁴

Az irodalom gyakrabban használja az Engel-modellt, mint a Rothbart-modellt, minden bizonnyal azért, hogy elkerüljék a „felnőtt javak” csak bizonytalan alapokra helyezhető definícióját, valamint azért, hogy elkerüljék azt a nem túl valószínű feltételezést, hogy a gyermekvállalás egyforma hatással lesz például az energia kiadásokra és az élelmiszer kiadásokra.

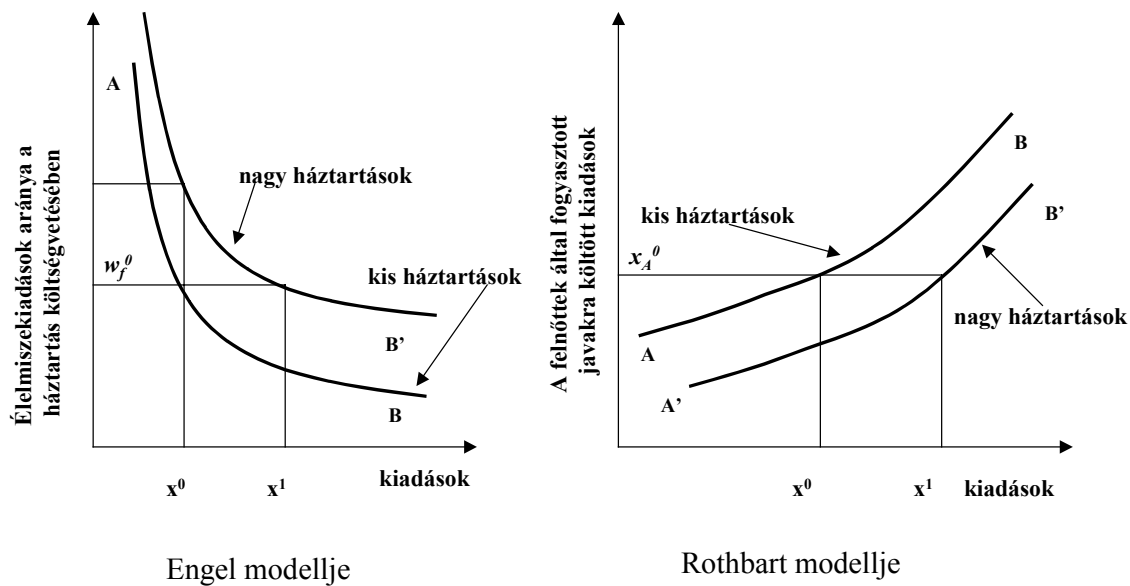
Az efféle mikroökonómiai modellek világos teoretikus kapcsolatot igyekeznek teremteni a háztartások döntései, jóléti szintje és összetétele között, de nyilvánvalóan számos probléma merülhet fel velük kapcsolatosan. Először is, ugyanaz a háztartási költségvetés-felvétel sok különböző ekvivalencia-skála levezetésére adhat lehetőséget. Másfelől az is problematikus lehet, ha a jóléti értékítéleteket kizárólagosan a megfigyelt viselkedésre alapozzák.¹⁴⁵ Az egyéb kritikák kihangsúlyozzák, hogy az ismertett modellek statikusak, túlzottan leegyszerűsítik a háztartások számára fontos javakat és háztartási szükségleteket. (Coulter–Cowell–Jenkins [1992a])

Másképpen megfogalmazva és összefoglalva, az empirikus adatokban elválaszthatatlanul összekapcsolódik néhány olyan tényező, amelyeket egy pontos becsléshez szét kellene választani. Jó okunk van azt feltételezni, hogy a tényleges kiadások és a fogyasztási „szükségletek” között nem minden jövedelmi sávban szoros a kapcsolat.

¹⁴⁴ Nyilvánvaló, hogy a háztartási fogyasztás megosztása a különböző tételek (felnőtt javak és egyéb javak, élelem és más javak, magánjavak és közjavak) csak különböző közelítései ugyanannak a problémának. Adott esetben empirikus kapcsolat is kimutatható közöttük. Egy efféle vizsgálatban például Lanjouw és Ravallion [1994 p. 14] azt találták, hogy az Engel-módszerrel készített ekvivalencia becslések nagyjából megegyeznek az általuk vizsgált népességben (Pakisztánban), ahol a vizsgált háztartások élelmiszerköltség-résaránya nagyjából 50% volt, miközben közjavakra és a magánjavakra költött kiadások aránya mintegy 80%–20% volt.

¹⁴⁵ Például eltérhet egymástól a gyermekek értéke a háztartásokban és a társadalom egészében.

F2.3. ábra: Engel és Rothbart modellje a gyermekek költségeinek mérésére



A „gazdagok” esetében a megélhetési szükségletekre ténylegesen fordított kiadások minden bizonnyal kisebb arányt tesznek ki az összes jövedelemben, mint a szegényebb rétegek esetében. A szegények esetében viszont azt tudjuk nehezen megállapítani, hogy például egy harmadik háztartástag jelenléte azért növeli-e meg a vártnál alacsonyabb mértékben a háztartás megélhetési kiadásait, mert a pótlólagos háztartástag ténylegesen „kevesebbe kerül”, vagy pedig azért, mert a kiadások a háztartásméret emelkedésével szükségképpen el kell, hogy maradjanak a megélhetési szükségletektől. Az is problematikus lehet, hogy a tényleges kiadások végső soron egy sor fogyasztói döntés eredőjeként alakulnak ki, ilyenformán bizonyos értelemben attól is függnék, hogy a háztartásoknak milyenek a fogyasztás és megtakarítás kívánatos arányaira vagy éppen a háztartások rendelkezésére álló jövedelmek háztartástagok közötti elosztására vonatkozó preferenciáik.

Egy másik eljárás lehet, ha egyszerűen fogjuk a *szociálpolitikai rendszer jogosultsági kritériumait* és azokat használjuk a jóléti összehasonlítások céljára is. Ekkor azonban az a probléma, hogy az efféle kritériumok adott esetben meglehetősen önkényesek lehetnek, és inkább az adott ellátásokról döntést hozók preferenciáit és nem a tényleges fogyasztási szükségleteket tükrözik. Abban sem lehetünk teljesen biztosak, hogy a szociális döntéshozók preferenciái egybeesnek a társadalom átlagos preferenciáival. Továbbá: még egy adott ország esetében is többféle szociális program létezik, amelyekben az implicit ekvivalencia-skálák eltérhetnek egymástól, akár még inkonzisztensek is lehetnek.¹⁴⁶ Ennek ellenére a nemzetközi statisztikai gyakorlat is használ

¹⁴⁶ Gondoljunk például arra, hogy a családméret kezelésének segélyezésben használatos elvei eltérnek azoktól az elvektől, ahogy az adózás a családokat kezeli. Ennek vizsgálatához nem is kell messzire mennünk, hiszen

szociálpolitikai programokra alapozott ekvivalencia-skálákat. (Förster [1994, 1998], Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995])

Végül egy harmadik eljárás lehet az, ha az emberek *szubjektív értékítéleteire* hagyatkozunk: megkérdezzük őket. Ezt megint kétféleképpen lehet elvégezni, egyik esetben az egyéneket arra kérjük, mondják meg, mit gondolnak, mennyivel kerül többbe a nagyobb háztartások megélhetése, mint az egyedülállóké. Másik esetben arra kérjük őket, mondják meg, mekkora jövedelmet tartanának a saját számukra „nagyon rossznak”, „rossznak”, „elégtelennek”, „elégészesnek”, „jónak” vagy „nagyon jónak”. A levezetett ekvivalencia-skálák a válaszok átlagolásából jönnek ki. Ez a van Praag és kollégái által javasolt „Leyden-modell” lényege. (Kapteyn–van Praag [1976])

Ugyanakkor ez a módszer sem problémamentes. A jövedelmi szintek értékelése nyilvánvalóan függ az egyes megkérdezettek tényleges jövedelmi szintjétől, ezért bonyolult eljárásokra van szükség az értékítéletek jövedelmi szint-függőségének kiszűrésére. Mindazonáltal ez is egy lehetséges, az irodalomban alkalmazott és a másik két módszerrel szemben nem alacsonyabb rendű megoldás.

„Tökéletes megoldás” természetesen a fogyasztási súlyok meghatározására sincsen, és nem szabad elfeledkezni arról sem, hogy a fogyasztási súlyok funkciója végső soron az, hogy „elismert szükségletek” nagyságáról adjanak eligazítást. Ennélfogva, az ekvivalencia-skálák definíció szerint normatívak, tehát elvileg is aligha lehet közülük az objektíve „helyeset” kiválasztani. Az empirikus szakirodalomban mindhárom eljárásra szép számmal lehet példákat találni. (Buhmann *et al.* [1988], Bradbury [1992], Förster [1994], Deaton [1997], Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995], valamint Coulter–Cowell–Jenkins [1992b] adnak átfogó áttekintéseket erről.)

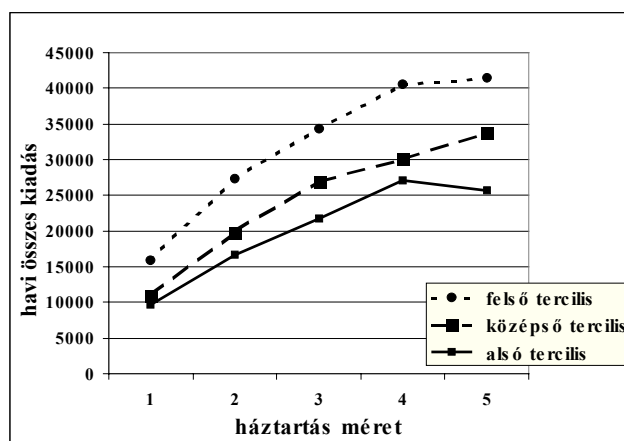
Magyar adatokon Tóth [1994b] tett kísérletet a háztartásmérethez kapcsolódó ekvivalencia-skálák becslésére. Ezen belül az első kísérlet a háztartási kiadási adatokat vizsgálta. Ez, módszerét tekintve a fentebb ismertetett első eljárás nagyon leegyszerűsített, csak a háztartások összes kiadásainak háztartásösszetétel szerinti differenciáit vizsgáló változata.

Az eredmények szerint Magyarországon a háztartások jövedelmi szintje legalább akkora mértékben befolyásolja a tényleges kiadások nagyságát, mint a háztartások mérete. Ez különösen a nagyobb háztartások esetében szembetűnő. Mindezt tovább erősíti az a tény, hogy a tényleges megélhetési kiadásoknak az összes jövedelemhez viszonyított aránya szintén erősebben látszik

Magyarországon is inkonzisztens ilyen szempontból az adózás és a segélyezés gyakorlata.

függeni a jövedelemtől, mint a háztartás méretétől. Az „objektív” fogyasztási súlyokat az egyes háztartástípusok alsó, középső és felső terciliseinek szintjén külön-külön összevetve azt látjuk, hogy Magyarországon a háztartások által a napi megélhetésre fordított összegek nem lineárisan emelkednek a háztartás méretének növekedésével. A nagyobb háztartások relatíve kevesebbet költenek, mint a kisebb háztartások. Az ötfős háztartások napi megélhetése például átlagosan 2,75-szer annyiba kerül, mint az egyfős háztartásoké. A megélhetési költségek arányai lassabban emelkednek a felsőbb jövedelmi szinteken, mint a közepes vagy az alacsony jövedelműek esetében.¹⁴⁷

F2.4. ábra: Az egyes jövedelmi tercilisekbe tartozó háztartások fogyasztási kiadásai háztartásméret szerint 1994-ben Magyarországon (Ft)



Forrás: Tóth [1994e] alapján.

Az ún. „szubjektív létminimum összegeket” kalkulációjára épülő vizsgálat szerint a válaszadók által a minimális megélhetéshez szükséges összeg minden háztartástípus esetében magasabb lenne, mint a vizsgálat időpontjában a KSH által számított létminimum. (Tóth [1994e]) A városban lakók szisztematikusan magasabb összegeket tartanának kívánatosnak. (Hasonlóan ahhoz, ahogy a KSH létminimum is valamivel magasabb összegeket „ismert el” a városi lakosok, mint a községekben élők számára). A szóban forgó „szubjektív minimum

¹⁴⁷ Ez azt látszik alátámasztani, hogy a háztartások jövedelmi helyzetét alapul vevő jóléti összehasonlításokban a magasabb jövedelmi szinteken valószínűleg alacsonyabb fogyasztási egységeket indokolt használni, mint az alsóbb jövedelmi szinteken. Ezt erősíti az is, hogy az alacsonyabb jövedelmi szinteken a tényleges kiadások szintén relatíve kisebb mértékben emelkednek. Ez utóbbi háztartások esetében ugyanis a jelzett együtthatók valószínűleg azért nem emelkednek erőteljesebben, mert ők nem tudnak többet költeni. Az idézett vizsgálat világosan mutatta, hogy az alsóbb jövedelmi helyzetben levők összjövedelmének már így is 84–97 százalékát emésztik fel a napi megélhetés kiadásai.

összegek”, úgy tűnik, alig szóródnak aszerint, hogy a válaszadók milyen típusú háztartásba tartoznak. A minta átlagai szerint, ha egynek vesszük az első háztartástag megélhetési minimumát, akkor a második tag mintegy 0,44 egységgel, egy harmadik mintegy 0,56 egységgel, a negyedik kb. 0,25 egységgel és az ötödik tag mintegy újabb 0,42 egységgel növeli meg a megélhetési kiadásokat.

A fogyasztási súlyok számítása után formálisan megfogalmazva azt mondhatjuk, hogy egy többszemélyes család akkor rendelkezik egy egyszemélyes háztartásnak megfelelő (azzal ekvivalens) jövedelemmel, ha $j=h/N$, ahol j az egyszemélyes háztartás jövedelme, h a vizsgált háztartás összes jövedelme és N a család méretétől függően eltérő szükségleteket jelző együttható. Az irodalomban bizonyítottnak tekinthető, hogy a családi szükségleteket kifejező együttható jól kifejezhető az $N=S^e$ képlet segítségével, ahol S a család/háztartás mérete. (Buchman *et al.* [1988], Förster [1994])

Az F2.6. táblázat három, a nemzetközi irodalomban gyakran alkalmazott ekvivalencia-skálát, valamint példaképpen a magyar adatokon végzett fenti vizsgálatok alapján levezetett skálákat mutatja be.

Ebből látszik, hogy a magyar véleményadatok alapján levezetett ekvivalencia-rugalmasságok kevésbé restriktívek, mint a nemzetközi irodalomban hasonló módszerrel talált adatok. A kiadási adatokból számolt rugalmassági együtthatók és a létminimum implicit rugalmassági együtthatói nagyjából megegyeznek azzal, amit az OECD 1982-es irányadó kötete javasolt.

F2.6. táblázat: Ekvivalencia-skálák és a hozzájuk tartozó elaszticitások

Háztartás mérete (személyek száma)	Feltételezett szükségletek					
	E1 ^a	E2 ^b	E3 ^c	MHP véleményadatok ^d	MHP fogyasztási adatok ^e	Magyar létminimum ^f
1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	1,26	1,50	1,70	1,44	1,75	1,80
3	1,44	1,88	2,20	2,00	2,27	2,51
4	1,58	2,18	2,70	2,25	2,67	3,16
5	1,70	2,40	3,20	2,67	2,75	3,76
6	1,81	2,63	3,70			4,31
Elaszticitás	0,33	0,55	0,73	0,59	0,70	0,75

Forrás: Förster–Tóth [1997a]

Megjegyzések: Elaszticitás $e = \ln(N)/\ln(S)$, ahol $N =$ gazdasági szükséglet, $S = a$ háztartás nagysága, $0 < e <= 1$.

a) Saját magukra vonatkozó becslés alapján háztartási felvételekből kialakított skála („szubjektív skála”).

b) A legtöbb nyugati OECD-ország szociális támogatási programjában szereplő skálák („program által előírt skála”); valamint a „módosított OECD-skála” is. (OECD [1995], Eurostat [1994])

c) Statisztikai skála: „klasszikus OECD-skála”, az OECD [1982] kiadvány megjelenése óta.

d), e) A becslések a Magyar Háztartás Panel [1994] felvételből származnak; egyrészt közvélemény-kutatási adatok, vélemények alapján; másrészt fogyasztási adatok az aktuális fogyasztói magatartás alapján.

f) Az aktív háztartásokra vonatkozó létminimum implicit skálája [1994].

Meg kell jegyeznünk, hogy a nemzetközi kutató közösség egyre „laposabb” ekvivalencia-skálát alkalmaz: míg az 1970-es és 1980-as években az E3 skálát használták standardként a háztartási jövedelmek s a szegénység összehasonlításában, addig legújabban az E2 skála alkalmazása vált gyakorivá a nemzetközi gyakorlatban. Ez figyelembe veszi a nyugati OECD tagországok szociális programjainak realitását is. Ugyanakkor kimutatható, hogy az átmenet országokban a legtöbb szociális program lényegesen magasabb ekvivalencia elaszticitásokat eredményez, például 0,75 Magyarország vagy 0,81 elaszticitási értéket Románia esetében (Förster–Tóth [1997a]).

A tanulmányban több különböző ekvivalencia-skála szerint számoljuk ki az egyének jövedelmeit és vizsgáljuk meg a jövedelemeloszlást. Az $e=0,73$ skála esetén gyakorlatilag azzal a feltételezéssel élünk, hogy a háztartás első tagját 1, a másodikat 0,7, a harmadikat pedig 0,5 fogyasztási egységként vesszük figyelembe. Másodsorban használunk egy ennél

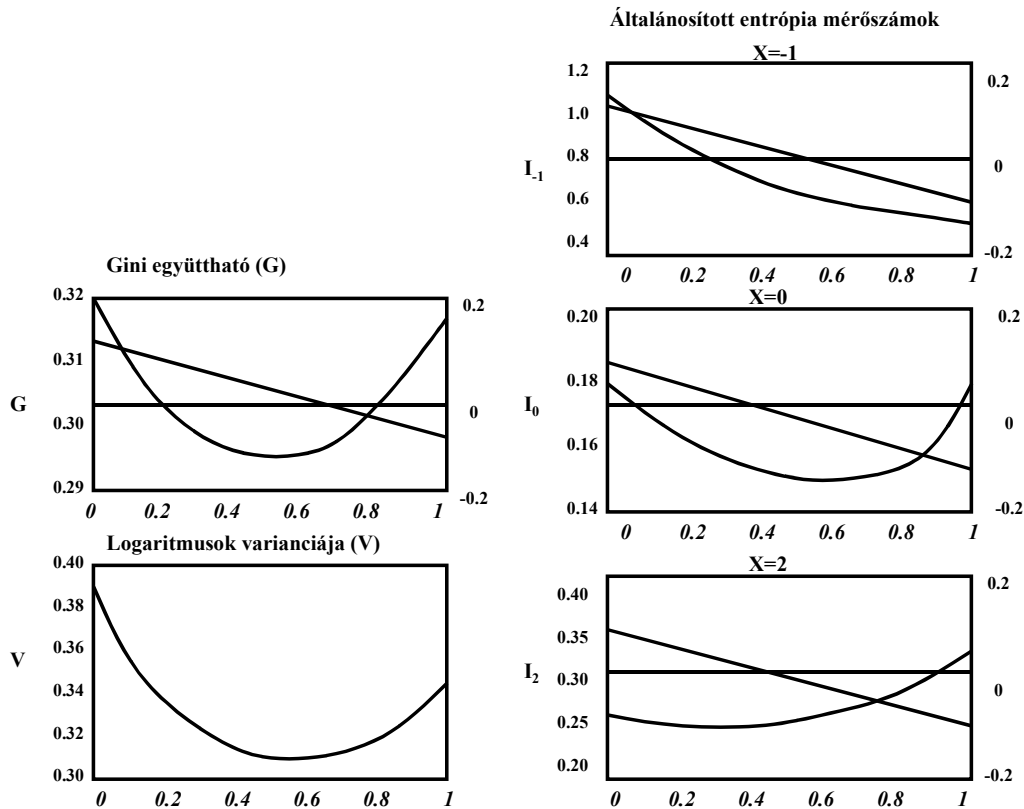
restriktívebb ekvivalencia-skálát ($e=0,5$). Ez azt jelenti, hogy a pótlólagos háztartástagokat az eddigiekhez képest viszonylag kisebb fogyasztási súlyokkal látjuk el. Végezetül, de egyáltalán nem utolsó sorban, kalkulálunk az egy főre jutó jövedelmek alapján számolt szegénységi rátákkal is. Erre, noha statisztikai szempontból az ekvivalens jövedelmek számbavétele alapján készített elemzéseket talán korrektebbnek lehetne mondani, nagyon fontos társadalompolitikai megfontolások készítenek. Mindenekelőtt az, hogy a gyakorlati szociálpolitikában az egyes támogatások jogosultsági kritériumait az egy főre jutó jövedelmek alapján határozzák meg, ezért bármilyen tényleges társadalompolitikai javaslat megfogalmazása előtt az egy főre jutó jövedelmek alapján végzett vizsgálatok implikációit is vizsgálni kell.

F2.5.2. Érzékenységi vizsgálatok

A szakirodalomban számos javaslat született már, hogy a „melyik ekvivalencia-skálát használjunk” kérdésre milyen választ adjunk. Általában azt javasolják, hogy a legcélszerűbb olyan rugalmasság mellett elvégezni a háztartások jóléti szintjének összehasonlítását, ami alkalmas a más adatforrásokból származó (akár a hazai szociális programokhoz kapcsolódó, akár a nemzetközi) összehasonlításokra, majd alternatív definíciók segítségével szükséges tesztelni az adott ekvivalencia-skálák érzékenységét.

Coulter, Cowell és Jenkins [1992b], továbbgondolva Buchman *et al.* [1988] észrevételeit, általánosítva bizonyítja, hogy adott jövedelemeloszlás mellett az eltérő ekvivalencia-skálák használata szükségképpen fog eltérő szegénységi rátákat és egyenlőtlenségi mutatókat eredményezni. Az elméleti levezetést követően empirikusan is illusztrálják, hogy a Gini-együttható (G), a logaritmusok varianciája (V), valamint az $\alpha=0$ paraméterrel számított általánosított entrópia mérőszám ($GE_{\alpha=0}$) határozott U alakot mutat az ekvivalencia együttható skála $0 < e < 1$ növekvő értékeire. Az eloszlás alsó régióira érzékeny $GE_{\alpha=-1}$ mutató inkább növekvő, az eloszlás felsőbb régióira érzékeny $GE_{\alpha=1}$ mutató pedig inkább csökkenő értékeket mutat e növekedésével. Ezt illusztrálja a F2.5. ábra.

F2.5. ábra: Az egyenlőtlenségi mérőszámok változása a választott ekvivalencia-skálák függvényében



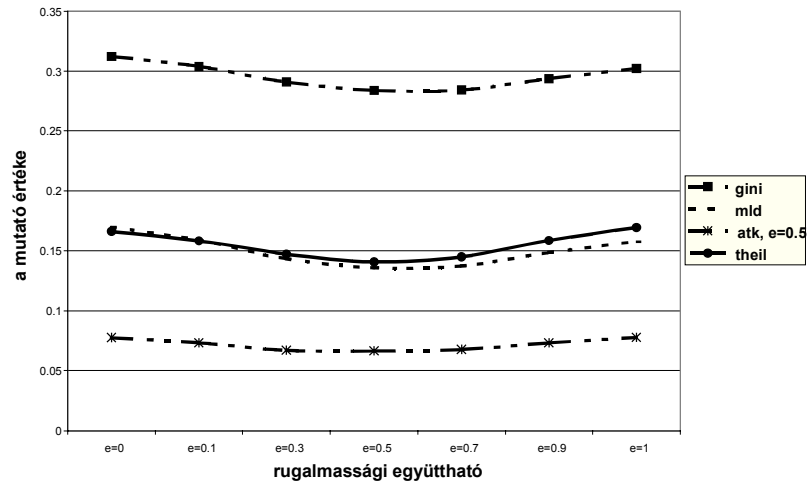
Forrás: Coulter–Cowell–Jenkins [1992b p. 1078]

Kísérletképpen Magyarországra is elvégeztem ehhez hasonló érzékenységi tesztek. Az eredményeket a F2.6. ábra mutatja. A Gini-, az MLD-, az Atkinson- (0,5) és a Theil-mutatók értéke egyaránt csökken valamelyest az ekvivalencia-skálákat meghatározó rugalmassági együttható növekedésével. Pontosabban: egy bizonyos pontig csökken, majd stagnálást vagy nagyon enyhe emelkedést mutat. A mi adataink ennyiben eltérnek a Coulter, Cowell és Jenkins által bemutatottaktól: az a határozott U alak, amit ők a brit háztartási költségvetési-felvétel adataiból levezettek, nem jellemző olyan markánsan a MHP-ből nyert adatokra. Hozzá kell tenni, hogy az 1999-re számított adatsor egy kicsit „szimmetrikusabbnak” tűnik, mint az, amit 1992-re találtunk.

Az egyenlőtlenségi mérőszámok és a választott ekvivalencia-skála közötti nem lineáris kapcsolat miatt a nem kellően körültekintő elemzésnek komoly interpretációs következményei lehetnek. Atkinson, Rainwater és Smeeding ([1995 p. 52]) például az OECD-országokra vonatkozó áttekintésükben azt találták, hogy az ekvivalencia-skála megválasztásától függően egyes országokban az egyenlőtlenségek időbeni trendje eltérő lehet, sőt, bizonyos esetekben

az ekvivalencia rugalmassági együttható megválasztásától függően más lehet az egyenlőtlenségek országok közötti sorrendje is.¹⁴⁸

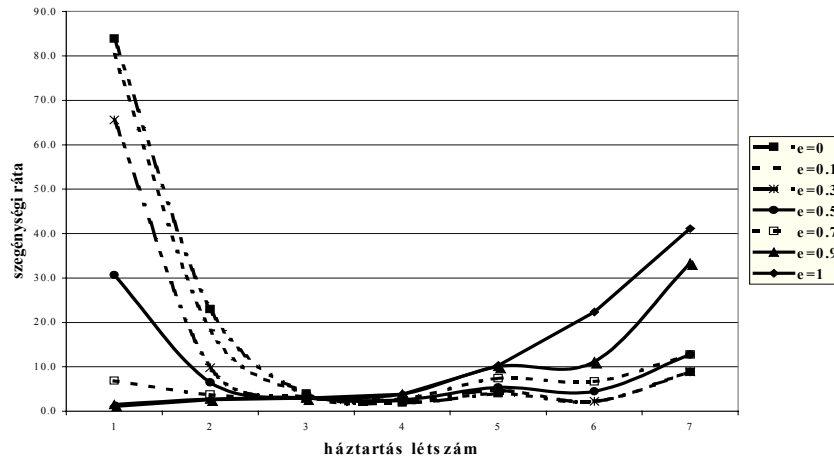
F2.6. ábra: Egyes egyenlőtlenségi mutatók értéke különböző ekvivalencia-skálákkal korrigált háztartási jövedelmek esetében, 1999-ben



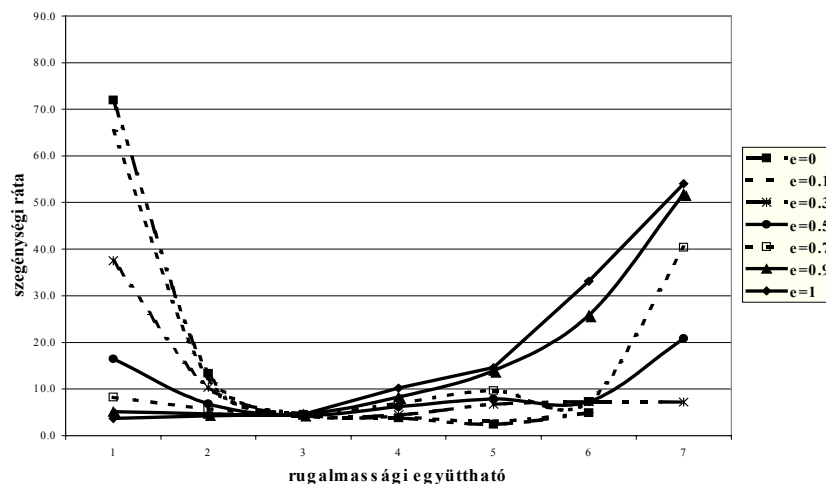
A szakirodalomban számos olyan elemzés is született, ami azt mutatja, hogy a családok jövedelmeit azok mérete szerint korrigáló ekvivalencia-skáláknak hatása van a szegénységről alkotott percepcióink alakulására. (Buhmann *et al.* [1988], Coulter–Cowell–Jenkins [1992b], Förster [1994], Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995]) Az F2.6. ábra egy ehhez hasonló adatot mutat be Magyarországra vonatkozóan.

¹⁴⁸ Hasonló elbizonytalanító eredményeket mutat be az Egyesült Királyság és Spanyolország összehasonlítása során Cowell és Mercader-Prats [1997].

F2.7. ábra: Különböző nagyságú háztartásokban élő egyének szegénységi rátái a fogyasztási skálák számításához használt rugalmassági együtthatók különböző mértékei esetében, 1992-ben



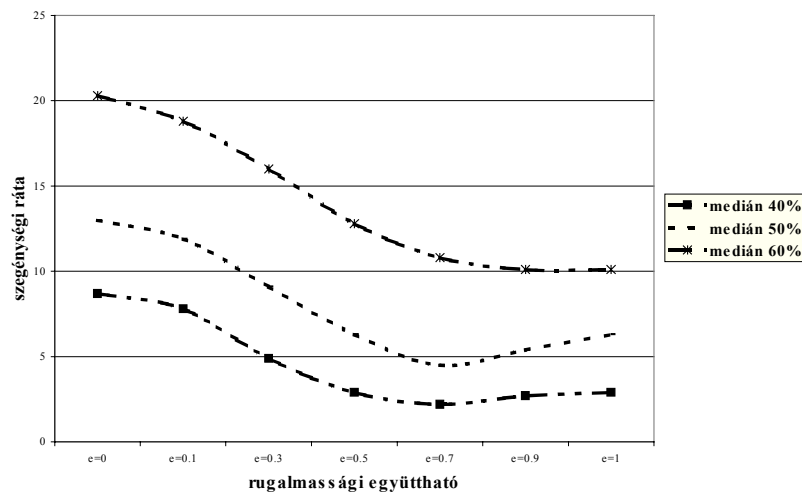
F2.8. ábra: Különböző nagyságú háztartásokban élő egyének szegénységi rátái a fogyasztási skálák számításához használt rugalmassági együtthatók különböző mértékei esetében, 1999-ben



A F2.7. és F2.8. ábrák jól mutatják, hogy minél restriktívebb ekvivalencia-skálát használunk a szegénység által sújtott társadalmi csoportok azonosítására, annál nagyobb lesz az egyfős

háztartások szegénységi rátája. Természetesen igaz ennek az ellenkezője is: minél megengedőbbek vagyunk (azaz minél alacsonyabb méretgazdaságosságot tételezünk fel), annál nagyobb lesz a nagyobb háztartások kimutatott szegénysége, és annál kisebb lesz a kisebb háztartásoké. A szóban forgó érzékenységi vizsgálatok kijelölnek egy olyan pontot, ahol a szegénységi ráták háztartásméret szerinti trendje megfordul. A magyar háztartásösszetétel–jövedelemeloszlás kombináció mellett, ez úgy tűnik, valahol a háromfős háztartásoknál következik be.¹⁴⁹ A vizsgált két évet összehasonlítva egyébként azt látjuk, hogy míg 1992-ben az, hogy milyen ekvivalencia-skálát választottunk, inkább a kisebb háztartások relatív pozíciójának megítélésében játszott szerepet, 1999-ben a választott rugalmassági együttható mértékétől függően a nagyobb háztartások relatív pozíciója is jelentősebben „szóródik”.

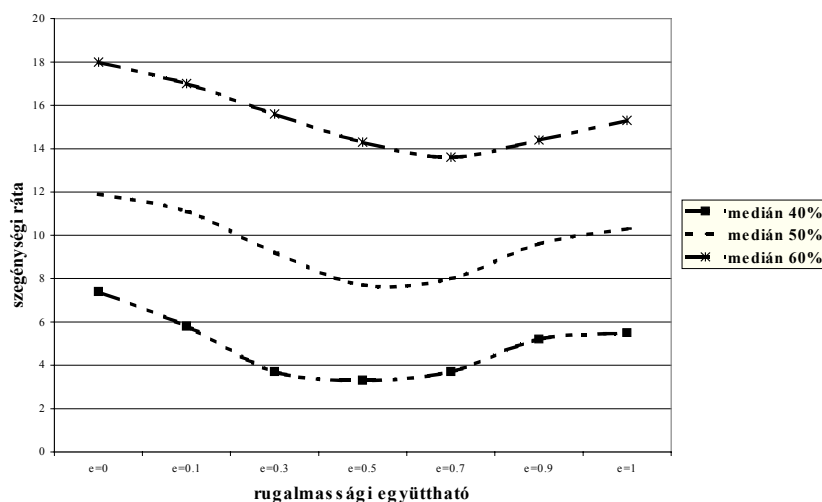
F2.9. ábra: Személyek szegénységi rátái különböző fogyasztási skálák és szegénységi küszöbök mellett, 1992



Forrás: MHP (B) I. hullám

¹⁴⁹ A jövedelemösszetétel és a háztartásszerkezet más kombinációi mellett ez nyilván másképpen kell, hogy alakuljon. Lanjouw és Ravallion [1994] például hasonló érzékenységi vizsgálatokkal Pakisztánra azt találták, hogy ott ez a váltás valahol a hétfős háztartásoknál következett be.

F2.10. ábra: Személyek szegénységi rátái különböző fogyasztási skálák és szegénységi küszöbök mellett, 1999



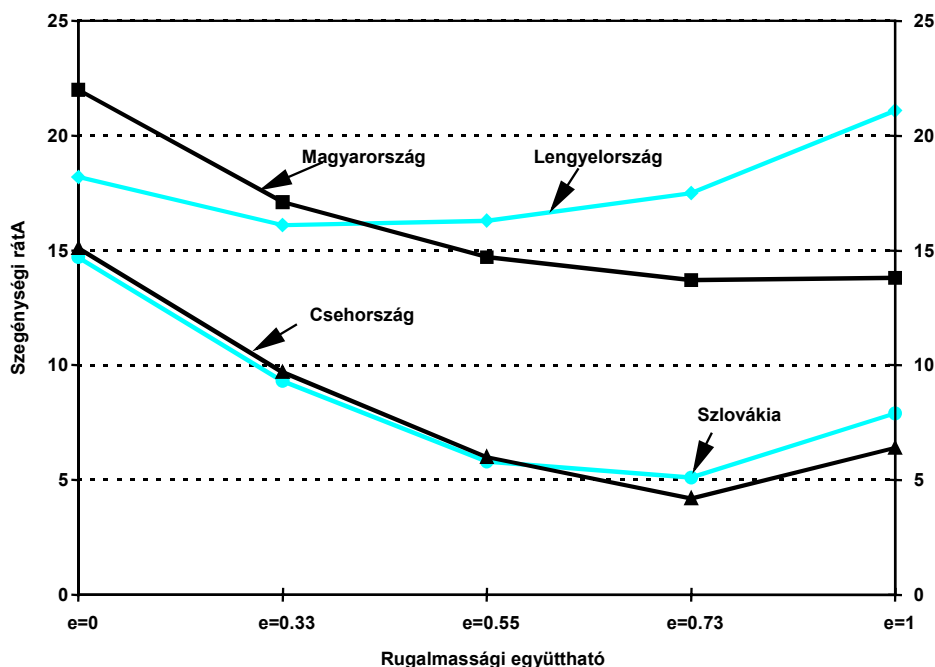
Forrás.

A választott rugalmassági együttható nagysága a szegénységi ráta összesített nagyságára is hatással van. (F2.9–10. ábrák) A relatív szegénységi ráta természetesen függ attól, hogy a medián 40, 50, vagy 60 százalékánál húzzuk meg a szegénységi küszöböt, de számottevő fontossága van a választott rugalmassági együtthatónak is. Például 1999-ben a személyes jövedelmek mediánjának felét használva szegénységi küszöbként az összes háztartási jövedelem esetében ($e=0$) csaknem 12 százalékos szegénységi rátát mérünk, míg ugyanebben az évben, ugyanezen szegénységi küszöb mellett az $e=0,5$ rugalmassági együttható (vagyis az, amelyik a háztartásméret négyzetgyökével arányosnak tételezi fel a fogyasztási szükségleteket) mellett a szegénységi ráta kevesebb, mint 8 százalék. 1992-ben ezek a különbségek még nagyobbak voltak.

A megfigyelt jelenségeknek számos, az összehasonlító tanulmányok szempontjából rendkívül fontos következménye van. Először is, nagyfokú interpretációs óvatosságot kíván egy-egy kiválasztott rugalmassági együttható mellett kapott adat. Mindig szükség lehet érzékenységi tesztekre. Ez nem csak statisztikai szempontból, hanem társadalompolitikai következtetések szempontjából is roppant fontos. Másodszor, könnyen előfordulhat, hogy egymástól független népeségek egyenlőtlenségi vagy szegénységi jellemzőire vonatkozóan eltérő

következtetésekre juthatunk egyik vagy másik ekvivalencia-skála alkalmazása esetén. Könnyen lehet, hogy egyik esetben az egyik népeiséget (pl. országot vagy települést) találjuk szegényebbnek vagy egyenlőtlenebbnek, másik esetben pedig a másikat.

F2.11. ábra: Szegénységi ráták alakulása különböző ekvivalencia-skálák figyelembe vételével a visegrádi országokban, 1992



Forrás: Förster–Tóth [1997a]. LIS mikroadatbázis, saját számítások.

Szegénységi ráta: a medián jövedelem 60 százaléka alatti rendelkezésre álló jövedelemmel bíró háztartásokban élő egyének százaléka.

Az F2.11. ábrán a szegénységi ráták érzékenységének elemzése követhető nyomon az, hogy milyen hatással voltak a szegénységi rátákra a különböző elaszticitású ekvivalencia-skálák a visegrádi országokban 1992-ben. A szóban forgó négy országot ugyanolyan U alakú forma jellemzi, mint amit más OECD-országok esetében találtak. (Förster [1994 p. 19]) Példánkban négy visegrádi országra nézzük meg az adatokat. A vizsgált országok között két pár tisztán elkülöníthető: egyfelől Magyarország és Lengyelország, amelyek magasabb szegénységi rátával rendelkeznek bármelyik ekvivalencia-skálát is vesszük figyelembe; másfelől pedig Csehország és Szlovákia alacsonyabb szegénységi rátákkal. A két páron belül, változást figyeltünk meg a sorrendet illetően, az alkalmazott ekvivalencia-skála típusától függően. Vizsgálatunkban az $e=0,55$ és az $e=0,73$ közötti sáv különös érdeklődésre tarthat számot, mivel számos, a visegrádi országok szegénységével kapcsolatos tanulmány már vagy az

egyik, vagy a másik skálát alkalmazta.¹⁵⁰ Abban az esetben, ha az elaszticitás értéke $e=0,55$, akkor Csehország és Szlovákia között gyakorlatilag nincs különbség a szegénységi ráta értékét tekintve (az eltérés kb. 6%), továbbá viszonylag kicsi ez a különbség Magyarország és Lengyelország között (15–16%). Azonban, amikor az $e=0,73$ skálára térünk át, a szegénységi ráta magasabb Szlovákia esetében, mint Csehországban, és jelentősen magasabban alakul Lengyelországban Magyarországhoz képest.

F2.6. Egyéb okok arra, hogy bizonytalanok legyünk az eredményeinkben

Az előbb jelzett konceptuális problémákon túl számos más okunk lehet arra, hogy bizonytalanok legyünk eredményeinkben és kellő óvatossággal fogalmazzuk meg a társadalompolitikai következtetéseinket. Számot kell vetnünk ugyanis annak következményeivel, hogy adataink a legtöbb esetben nem az egész vizsgált népességre állnak rendelkezésünkre, hanem annak csak egy mintájára. A mintavételi és adatfelvételi terv különbözőségei miatt, valamint a vizsgálat kivitelezési sajátossági miatt a kapott szegénységi és egyenlőtlenségi mérőszámok becslései csak bizonyos határok között közelítik a népesség azon mutatóit, amit akkor kapnánk, ha az adott népesség valamennyi tagját megkérdeznénk. Az adott változó mintabeli értéke és a népességben megfigyelhető „valós” érték két fő okcsoport miatt térhet el egymástól. A statisztikai hiba egyik forrása a mintavételi hiba lehet (vagyis az, hogy a minta előállítása során nem sikerült pontosan leképezni a népesség releváns eloszlásait). A másik forrás a nem mintavételi hiba: a kérdés módszere, a kérdőív kontextus, a kérdés megfogalmazásának módja stb. A jövedelmi egyenlőtlenségek és a szegénység irodalma valamilyen, általam nem ismert oknál fogva a legkritikább esetben vet számot ezzel a bizonytalansággal.¹⁵¹ A továbbiakban előbb a mintavételi hibával foglalkozom, majd a nem mintavételi természetű buktatók közül említek néhányat.

¹⁵⁰ Például $e=0,73$ ekvivalencia elaszticitást alkalmaznak az OECD [1996] Szlovákia esetében, valamint Tóth *et al.* [1994], Magyarországra vonatkozóan tanulmányok, míg Smeeding és Gottschalk [1995], valamint Szulc [1996] ennél alacsonyabb (0,5 és 0,6 közötti) elaszticitást használtak elemzéseikben.

¹⁵¹ A magyar nyelvű irodalomban eddig egyáltalán nem találtam olyan elemzést, ami az adott mintában talált szegénységi ráta vagy egyenlőtlenségi index értékét a megbízhatósági intervallumok bemutatásával közölte volna. Az eddig folytatott csaknem eredménytelen keresés azonban azt valószínűsíti, hogy az angol nyelvű irodalomban sem sokkal jobb a helyzet.

F2.6.1. A szegénységi és egyenlőtlenségi mutatók mintavételi hibája

Egy változó népességbeni átlagos értékére nyilvánvalóan a mintabeli átlag ($\mu_s = n^{-1} \sum_{i=1}^n x_i$) alapján következtethetünk. A mintaátlag véletlen változó, ami mintáról mintára eltér. Ha az adott népességből több mintát veszünk, akkor a kapott mintaátlagok várhatóan a népesség „valós” átlaga körül szóródnak (feltéve persze, hogy az általunk alkalmazott mintavételi eljárás mindezt lehetővé teszi).

A különböző minták alapján várható átlagot a ($\mu = n^{-1} \sum_{i=1}^N a_i x_i$) formula segítségével írhatjuk fel, ahol a_i egy olyan véletlen változó, ami azt mutatja, hogy az i -edik eset a mintába került-e és i most nem n -ig, hanem N -ig (a teljes népesség elemszáma) fut. Ha minden egységnek ugyanakkora esélye van a mintába kerülésre, akkor ez a valószínűség n/N lesz. Ez alapján a_i várható értékét úgy kapjuk, hogy összeadjuk annak valószínűségét, hogy $a_i = 1$ lesz (n/N) és annak valószínűségét, hogy $a_i = 0$ lesz ($1 - n/N$). Ekkor a mintaátlagok várható értéke:

$$E(\mu_s) = n^{-1} \sum_{i=1}^N (n/N) x_i = N^{-1} \sum_{i=1}^N (n/N) x_i = \mu.$$

A mintaátlagok szórásnégyzete pedig

$$V(\mu_s) = n(N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

lesz, ami viszont nem más, mint a népességbeli szórásnégyzet osztva a minta elemszámával.¹⁵²

Láttuk, hogy az egyenlőtlenségi és a szegénységi mérőszámok egy része a minta összes értékének egymáshoz vagy az átlaghoz viszonyításával jön létre, másik részük viszont az eloszlást jellemzi valamilyen abból vett arány-mutatóval. Az egyszerűség kedvéért elfogadhatjuk azt, hogy a két esetben a mintavételi hiba problémája egymással analóg lesz, hiszen a népességbeli arányt felírhatjuk az adott kategóriába tartozást és az oda nem tartozást (0, ha nem szegény, 1, ha szegény) mérő dummy-változó átlagos értékeként.

Még mindig hátravan azonban a kiválasztott egyenlőtlenségi mutató megbízhatósági intervallumának becslése (most már függetlenül attól, hogy eloszlási típusú mérőszámról vagy szóródási típusú mérőszámról van szó).

A megbízhatósági intervallum empirikus becslésére elméleti és empirikus eszközök egyaránt rendelkezésre állnak.¹⁵³ Én a következőkben egy empirikus eljárást (*bootstrap* módszer) hívok

¹⁵² Deaton [1997 pp. 41–43]

¹⁵³ Ennek ellenére a legtrikább esetben tesznek kísérletet a jövedelemegyenlőtlenségek kutatói arra, hogy

segítségül ahhoz, hogy a magyarországi egyenlőtlenségi mutatók megbízhatóságát elemezzük. A *bootstrap* lényege, hogy az adott mintából visszatevéses véletlen mintákat veszünk, majd révén kapott értékek eloszlásának vizsgálatával becsüljük az adott változók megbízhatósági intervallumát.

F2.7. táblázat: Néhány fontosabb egyenlőtlenségi mutató mintavételi hibájának becslése bootstrap eljárás segítségével (1999-es egy fogyasztási egységre jutó jövedelmek, $e=0,73$, $N=5440$ személy, ezerszeres visszatevéses mintavétel)

Mutató	Megfigyelt érték	Standard hiba	95% konfidencia intervallum alja	95% konfidencia intervallum teteje	A becslés standard hibája a megfigyelt érték százalékában
Gini-koefficiens	0,285	0,005	0,275	0,294	1,71
MLD-index	0,139	0,005	0,129	0,149	3,67
Theil-mutató	0,146	0,007	0,133	0,162	5,02
Négyzetes relatív szórás	0,386	0,036	0,321	0,463	9,21
P90/p10	3,527	0,083	3,368	3,696	2,34
S10/S1	6,660	0,159	6,368	6,990	2,39

Megjegyzés: Medgyesi Márton számításai

A néhány kitüntetett mérőszámra vonatkozó eredményeket az F2.7. táblázat foglalja össze. Ezek azt mutatják, hogy a becslés standard hibája a megfigyelt értékhez képest annál nagyobb, minél érzékenyebb az adott mutató az eloszlás felső szélein bekövetkező változásokra. A szóródási típusú mutatók közül a Gini esetében a legkisebb, ezt követi a két vizsgált eloszlási típusú mutató (a felső és az alsó decilis átlagának aránya, illetve a p90 és p10 percentilis értékek aránya). Ezután következik sorrendben az átlagos logaritmikus eltérés (MLD, vagy másképpen GE(0)), a Theil (másképpen GE(1)), a négyzetes relatív szórás (SCV, vagy másképpen GE(2)). A táblázat tapasztalatai alapján tehát azt mondhatjuk, hogy ha 1999-ben az egy fogyasztási egységre ($e=0,73$) jutó jövedelmek egyenlőtlenségeire azt találjuk, hogy a Gini értéke 0,285, akkor ez valójában azt jelenti, hogy száz, ugyanabban az időpontban, ugyanolyan eljárással vett, ugyanakkora mintából 95 esetében a Gini-mutató értéke 0,275 és 0,294 között lesz. Az elemzés tapasztalataiból tehát az a hüvelykujj-szabály fogalmazható meg, hogy a Gini, a MLD és a Theil esetében maximum a második tizedes jegyre kerekített, a másik három mutató esetében maximum egy tizedes jegyre kerekített adatok közötti eltéréseket lehet, érdemes vizsgálni, de még akkor is óvatos interpretációt igényelnek az utolsó tizedesjegyen bekövetkezett egy-egy számjegynyi változások.

bemutassák a mutatók megbízhatóságát. A magyar adatokra vonatkozóan az egyedüli kivétel Redmond és Kattuman [1997].

Az előbb elvégzett eljárás során azzal a feltételezéssel éltem, hogy a rendelkezésekre álló minta véletlen valószínűségi minta volt. Ez a feltételezés nem állja meg a helyét, hiszen a TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálat mintája kétlépcsős arányosan rétegzett minta.¹⁵⁴ Ilyen minták esetében a bootstrap csak bizonyos korlátozásokkal alkalmazható. Elvileg azt kellene tenni, hogy a rétegeket alkotó másodlagos mintavételi egységeken belül kellene elvégezni az ismételt visszatevéses mintavételeket. Ez azonban a mintán belüli rétegekből vett minták kis esetszáma miatt újabb komplikációkhoz vezetne. Így most csak annyit tehetünk, hogy megállapítjuk: a vizsgált mérőszámok mintabeli változékonyságát az alkalmazott eljárással valószínűleg jelentősen alábecsültük amiatt, hogy a minta belső rétegzettségére nem voltunk tekintettel.

A mintavétel sajátosságai miatt tehát óvatosan kell kezelnünk a kapott mérőszámokat. Wolfson [1997] kanadai jövedelemeloszlási adatok és Kovacevic és Binder [1997] alapján arra a következtetésre jut, hogy a gyakran használatos egyenlőtlenségi mérőszámok (pl. a Gini vagy a négyzetes relatív szórás) esetén maximum két tizedesjegy pontossággal szabad az eltéréseket értékelni, ellenkező esetben könnyen juthatunk oda, hogy nem az eredményeket, hanem a statisztikai hibát interpretáljuk. Sőt, azoknak a mutatóknak az esetében, amelyek az eloszlás felső régióira különösen érzékenyek, inkább az egy tizedesjegyben mérhető eltéréseket lehet csak valódi különbségekként értelmezni. Az általuk elemzett vizsgálatokban a mintavételi tervvel összefüggő hatások (amit az aktuális mintából helyesen becsült szórás és a tisztán valószínűségi mintából elvileg elérhető szórás hányadosaként határoztak meg) jelentősek voltak. A mintavétel során alkalmazott megszorítások esetenként felére–harmadára csökkentett szórást eredményeztek. (Wolfson [1997 p. 418])

¹⁵⁴ Az 1990-es eljárás szerint első lépcsőben régió és településméret szerint rétegzett sokaságból történt a települések kiválasztása. Ezután az adott településekre rendelkezésre álló regiszterből véletlen kiválasztással jutottak el a 3500-as induló mintához és az ezek megkeresése révén előálló 2024 sikeres interjúhoz.

F2.6.2. A nem-mintavételi típusú hibák néhány fontosabb esete

Az egyes vizsgálatok eredményei azért is eltérhetnek, mert eltérő módon fogalmazzák meg a jövedelemre vonatkozó kérdéseket. Különbség lehet az alkalmazott jövedelemfogalomban (erről már volt szó), de különbség lehet magának a kérdésnek a megfogalmazásában is. Egyes vizsgálatok konkrét forint összegre kérdeznak rá, mások osztályközös becslésekre kíváncsiak. Egyes vizsgálatok részletesebb adatokat kérdeznak, mások csak általános jövedelmi becslést kérnek. A Magyar Háztartás Panel és a TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálatok kétféleképpen kérdeznak rá a jövedelmekre. Egyszer a kérdőív elején egy általános becslést kérnek, majd az egyéni és a háztartás kérdőívben is részletes, havi gyakoriságú jövedelemkikérdezést valósítanak meg. Ez a két összeg az esetek jelentős részében eltér egymástól, de az előzetes várakozásokkal ellentétben nem triviális, hogy melyik irányba. Sik [1998], amikor azt vizsgálta, hogy az „önbecslések” vagy a részletes kérdezés alapján összegzett adatok lesznek-e nagyobbak, azt találta, hogy az előbbiek átlaga, mediánja és módusza egyaránt magasabb az utóbbiaknál. Azt is megállapította, hogy az előbbiek mediánja és átlaga közelebb áll egymáshoz, ami nagyjában-egészében arra utal, hogy a becsült jövedelmek egyenlőtlenségei kisebbek, mint a mért jövedelmek egyenlőtlenségei. Az igazán érdekes kérdés azonban az, hogy (ha az eltéréseket „nagyotmondásnak” és „eltagadásnak” minősíthetjük, akkor) a jövedelemeloszlás melyik sávjaiban találunk eltagadást, illetve a tényleges állapotok szépítését. Összességében az esetek mintegy 70 százalékában egyezett meg egymással a két becslés és nagyjából egyhatodra volt tehető az alábecslők és a fölébecslők aránya is. Sik azt találta, hogy a jövedelemeloszlásban felfelé haladva az „eltagadók” aránya monoton növekszik, a nagyotmondóké pedig egyfajta lapos U alakot mintáz.

Az itt idézett vizsgálatban mintegy „munkadefiníció” volt az eltagadás. Számos jel mutat azonban arra, hogy létezik a jövedelmek eltitkolása is. Ezt persze nagyon nehéz bizonyítani és csak indirekt evidenciákat tudunk bemutatni erre. Az egyik ilyen, hogy a Magyar Háztartás Panel vizsgálat keretében rendszeresen összevetettük az empirikus felvételben kapott adatokat azokkal, amelyeket a makrostatisztikák alapján vártunk volna. Illusztrációképpen nézzük a F2.12. ábrát, ami fiktív arányokkal mutatja a lehetséges eltéréseket.

F2.12. ábra: A „fehér”, a „fekete” jövedelmek a hivatalos becslésekben és az empirikus adatfelvételekben

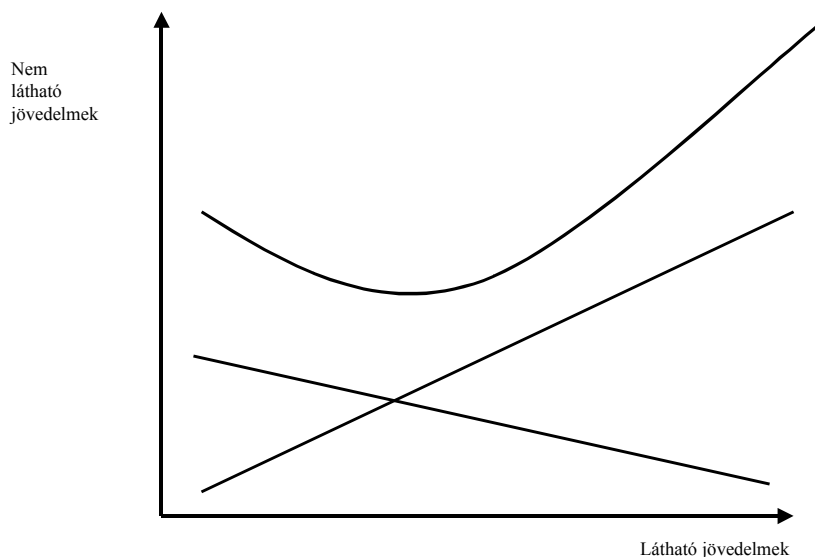
	F	G	
E	D	C	H
	A	B	
	Legális gazdaság	Fekete gazdaság	

Az ábra teljes területe ($T=A+B+C+D+E+F+G+H$) hivatott reprezentálni a gazdaságban képződött összes jövedelmet. Annak egy része fehér, legális aktivitásokat tartalmaz ($L=A+D+E+F$), másik része pedig a nem legális fekete vagy illegális tevékenységet ($I=B+C+G+H$). Nem zárhatjuk ki, hogy van olyan legális aktivitás, és van olyan illegális aktivitás is, amit nem tud befogni sem a hivatalos becslés, sem az empirikus adatfelvétel (ezeket jelöli rendre E és H). A háztartási vizsgálatok tehát összességében a $S=D+C+F+G$ területeknek megfelelő gazdaságot „látják”, míg a hivatalos GDP-becslések az $P=A+B+C+D$ területeknek megfelelő tevékenységekre terjednek ki. Az MHP keretében végzett becslések azt mutatták, hogy a survey által feltárt jövedelmek és a hivatalos GDP aránya (S/P) lényegesen meghaladta a 70 százalékot a vizsgálatsorozat kezdetén, majd folyamatosan csökkent, és az évtized második felében valahol 65 százalék körül lehetett. (Kolosi–Bede Kovics–Sik [1997]) Egy a kilencvenes évek első felében a fekete gazdaság arányairól folytatott vizsgálat alapján úgy becsülték, hogy a fekete gazdaság hivatalos becslések által be nem fogott részének ($H+G$) tekintetbe vétele mintegy 16 százalékkal növelné meg a kimutatott GDP-t. (Árvay–Vértes [1994]) Más, a fekete gazdaságra vonatkozó becslések hasonló mértékűre tették a nem látható gazdaság arányát. (Lackó [1995])

Ez azonban még mindig csak aggregált arányokra vonatkozik. Arra, hogy a jövedelmek eltitkolása miképpen érintheti a tényleges jövedelemeloszlást (tehát arra, hogy a láthatatlan jövedelmek láthatóvá tétele után milyen lenne a teljes jövedelemeloszlás mintája) legfeljebb a köznyelvben megfogalmazott vélekedések alapján két ellentétes hipotézist tudunk megfogalmazni. Az egyik szerint minél magasabbak a megfigyelt jövedelmek, annál nagyobbak lehetnek a meg nem figyelt jövedelmek is. Másképpen: a jövedelmek eltitkolásának feltárása révén a tényleges jövedelmi egyenlőtlenségek nagyobbak lennének,

mint amit a rendelkezésre álló eszközök segítségével sikerült kimutatnunk. Emellett szólnak azok a sporadikus ismeretek, amelyek például a tőkejövedelmek megfoghatatlanságára és az igazi fekete (illegális) gazdaságból származó jövedelmek koncentrátságára utalnak. Egy másik hipotézis viszont azt mondja, hogy létezhet egy ennek ellene ható trend is. Eszerint lehetnek olyan nem látható jövedelmek, amelyek a látható jövedelmek emelkedésével csökkennek, tehát figyelembe vételük a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentése irányába hatna. Az utóbbi típusba tartozhatnak például a mezőgazdasági kistermelésből származó nem regisztrált jövedelmek.

F2.13. ábra: A nem látható jövedelmek lehetséges elosztási mintái



Az előbbi két hipotézis eredményeképpen tehát azt valószínűsíthetjük, hogy a nem látható jövedelmek eloszlása egy sajátos J alakot mutat: jelen van a legalsó jövedelmi régiókban, csökkenő arányt tesz ki a középrétegek esetében majd erősen növekszik a jövedelmi létra tetején. Indirekt bizonyítékot jelenthet az előbbieket mellett, hogy azok a vizsgálatok, amelyek a különböző survey jellegű felvételek adatait a makroadatokkal vetik össze, általában a mezőgazdasági jövedelmek és a tőkejövedelmek (tehát tipikusan az alsó és a felső társadalmi csoportok számára fontos jövedelmek) rossz reprezentáltságát mutatják be, szemben a keresetekkel és a társadalombiztosítási jövedelmekkel, amik viszont tipikusan a középső jövedelmi csoportok jövedelmi szerkezetében játszanak szerepet. (Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995], Kolosi–Bedekovics–Szivós [1993])Magyarországon empirikus elemzés a

nem látható jövedelmek színvonaláról és szóródásáról legutóbb a nyolcvanas évek második felében történt. (Éltető–Vita [1989]) Ennek 1982-re vonatkozó eredményei szerint a rejtett jövedelmek szimulált eloszlása nem inkonzisztens azzal, amit a hipotetikus J alakú eloszlásról feltettünk. Összességében az ő módszerükkel allokált rejtett jövedelmek a jelentett jövedelmek eloszlását egyenlőtlenebbé tették. A p90/p10 percentilis arány 2,6-ról 2,7–2,9-re növekedését valószínűsítették, attól függően, hogy a rejtett jövedelmek alsó vagy felső becslését tekintették-e alapnak.

F2.8. táblázat: A nem regisztrált jövedelmek becsült hatása az egy főre jutó háztartási jövedelmek személyközi eloszlására 1982-ben Magyarországon

A jövedelemsáv alsó határa (Ft)	Regisztrált jövedelem	A nem regisztrált jövedelmek figyelembevételével		
		Alsó becslés	Középső becslés	Felső becslés
1	6,4	5,7	5,4	5,1
1 801	9,7	8,4	8,0	7,6
2 201	13,9	12,1	11,2	10,8
2 601	15,0	13,7	13,0	12,5
3 001	14,0	13,2	12,6	11,8
3 401	10,8	10,8	11,0	10,6
3 801	12,1	12,6	12,6	12,4
4 401	9,0	10,6	11,4	12,1
5 201	4,6	5,9	6,4	7,0
6 001	4,5	7,0	8,4	10,1
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
Átlag	3,385	3,618	3,718	3,847
Medián	3,140	3,297	3,395	3,475
A medián százaléka				
P10	63,0	62,0	60,2	59,4
P25	79,0	77,7	77,0	76,1
P75	129,0	130,9	131,6	133,4
P90	162,0	167,8	169,3	2173,2
Decilis arány	2,6	2,7	2,8	2,9

Forrás: Éltető–Vita [1989 3. táblázat] alapján Atkinson–Micklewright [1992 p. 120]

Megjegyzés: Jövedelem = éves jövedelem osztva 12-vel

F2.6.3. A különböző adatforrások lehetséges torzításai

A különböző adatforrások általában nem az adatfelvételi terv egyik vagy másik jellemzőjében különböznek egymástól, hanem azok általában az adatfelvételi terv, a mintavételi eljárás, a kérdezőbiztosok szocializációja, a jövedelemfogalom, a megválaszolni szándékozott kutatási kérdések és még egy egész sor más jellemző különböző kombinációit valósítják meg. Nem lehet tehát csodálkozni azon, ha a megfigyelőnek néha az az érzése támad, hogy az egyes vizsgálatok esetleg különböző realitásokra vonatkozhatnak. Persze ez az esetek többségében

azért van, mert az egyes vizsgálatokat más kutatási célok vezérik, ezért módszertani kérdésekben is máshova helyezik a hangsúlyokat.

Andorka, Ferge és Tóth [1997] pontosan azért, mert egy a kilencvenes évek második felében megjelent Világbank jelentés (World Bank [1996]) állításait meglepőnek tartották, számos közép–kelet-európai országban különböző módszertannal végzett vizsgálatok eredményeit vetették össze. Ezek közül itt érdemes felidézni egyes magyar felvételek összehasonlításának eredményeit.

A magyar adatok ellenőrzése döntően négy adatforrásra épült. Az egyik a Magyar Háztartás Panel kutatás, amelyik 2600 háztartást tartalmazó országos reprezentatív mintával indult, és részletes kérdéseket tett fel minden évben a megkérdezett háztartások tagjainak munkaerő-piaci pozíciójával, jövedelmeivel, lakáskörülményeivel, illetve véleményeivel kapcsolatban, longitudinális szemléletben. A másik fontos adatfelvétel a KSH évente végzett Háztartási Költségvetés-felvétele (HKF) volt. Ennek a mintegy nyolcezer megfigyelési egységet tartalmazó vizsgálatnak az elsődleges célja a magyar háztartások fogyasztási jellemzőinek, háztartási kiadási mintáinak feltérképezése, de e felvétel alapján megfogalmaztak szegénységi és egyenlőtlenségi becsléseket is. A harmadik forrás egy több országra kiterjedő összehasonlító adatfelvétel, amely a „Social Consequences of Economic Transition” (A gazdasági átalakulás társadalmi következményei, a továbbiakban SOCO projekt) keretén belül készült. A felvételt eredetileg is nemzetközi összehasonlító kutatásnak tervezték. A tökéletes összehasonlíthatóság természetesen csaknem elérhetetlen, mégis a különböző országok kutatócsoportjai ezt az elvet tartották szem előtt a felmérés tervezésekor. A kutatást 1995 elején végezték el. Országonként 1000, véletlenül kiválasztott háztartás adatait kérdezték le Kelet-Németországban, Csehországban, Szlovákiában, Lengyelországban és Magyarországon. Mivel azonban a SOCO-felvételt eredetileg nem jövedelemfelvételnek szánták, ezért ebben a vonatkozásban csak megszorításokkal használható, de erre később még visszatérünk. A következő összehasonlításban csak a magyar adatokat használjuk.

A negyedik adatbázis felvételére a TÁRKI által készített „Az államháztartási reform hatása a háztartások jövedelemeloszlására” című kutatás (továbbiakban „Reform-kutatás”) keretein belül, a Pénzügyminisztérium támogatásával került sor. A kérdőíveket 1995 júniusában 10.000 háztartásban kérdezték le. Eredetileg ez a felvétel sem jövedelemfelmérési céllal készült. Ennek ellenére a minta mérete és az a módszer, amivel a jövedelmi adatok lekérdezésre kerültek alkalmassá teszi az adatbázist arra, hogy az ellenőrzés alapjául használjuk.

Ezek az adatfelvételek különböznek egymástól a minta felvételi körét és elemszámát, a jövedelemre vonatkozó kérdések lekérdezésének módját és a felvétel időpontját illetően. Kísérletet tettünk arra, hogy a lehető legnagyobb mértékben összehasonlíthatóvá tegyük a rendelkezésünkre álló adatbázisokat. Sajnos nem volt lehetőségünk arra, hogy a többi országra vonatkozó adatok megbízhatóságát ellenőrizhessük. Mindenesetre Magyarország esetében lehetséges a különböző adatbázisok összehasonlítása, legalábbis feltételezhető, hogy ugyanarra a valóságra vonatkoznak.

Nem minden esetben volt lehetséges a páronkénti összehasonlítás. Első lépésben a SOCO-felvétel magyar adatait hasonlítjuk a Reform-kutatáshoz és a Magyar Háztartás Panel adataihoz. Aztán az MHP adatait a Háztartási Költségvetési Felvétel adataival vetjük össze. A háztartások egy főre jutó jövedelme alapján a SOCO-felvételből és a Reform-kutatásból számolt megoszlása a F2.9. táblázatban látható.

Andorka, Ferge és Tóth [1997] a következő főbb megállapításokat tették ezek alapján. A Magyar Háztartás Panel a SOCO- és a Reform-felvétellel összehasonlítva a jövedelmek szélesebb tartományát méri. Ez elsősorban valószínűleg a jövedelemre vonatkozó kérdések eltéréséből fakad. Az MHP-ben a háztartás minden egyes felnőtt tagjának részletes kérdéseket tettek fel a jövedelmeivel kapcsolatban. Azok a jövedelmek, amelyeket valójában egyik háztartástaghoz tartozónak sem lehetett mondani, külön feljegyzésre kerültek a háztartás kérdőívben. Úgy tűnik, hogy a másik két szóban forgó felvétel a jövedelmek szűkebb köréről ad információt. A SOCO-felvételben csak egyetlen általános kérdést tettek fel a háztartás egyhavi összjövedelmére (1994 novemberére) vonatkozóan. Az egyes háztartástagokat csupán a különböző bevételfajták előfordulásáról kérdezték meg, de azok összegét nem. Továbbá, mivel a SOCO- és a Reform-felvétel csak egy bizonyos hónap összjövedelmére kérdezett rá, a háztartás szezonális és az egyes személyekhez közvetlenül hozzá nem rendelhető bevételei nagy valószínűséggel hiányoznak a SOCO- és a Reform-felvételből, mint az MHP-ből. AZ MHP-ban a háztartások összjövedelmének mediánja 40%-kal volt magasabb, mint a SOCO-felvételben és 19%-kal haladta meg a Reform-kutatás jövedelem közéértékét.

Részben ez volt az oka annak is, hogy a SOCO-felvétel esetében miért szerepel több háztartás az alacsonyabb jövedelmi csoportokban, mint az MHP vagy a Reform-kutatás esetében. A SOCO-felvétel háztartásainak 40%-a volt besorolható az 5–10 ezer Ft-os havi egy főre jutó jövedelemmel rendelkezők csoportjába, míg Reform-kutatás háztartásai közül csak 23%, illetve az MHP esetében mindössze a minta háztartásainak 18%-a tartozott ebbe a körbe.

Az egyének egy főre jutó háztartásjövedelem alapján alakuló megoszlása az egyes mediánhányadok alapján definiált jövedelem csoportokban (lásd F2.10. táblázat) azt sugallja, hogy a legmagasabb jövedelemmel rendelkezők nagyobb hányada hiányzik a SOCO- és a Reform-kutatásból, mint az MHP-ből. A SOCO-felvétel, úgy tűnik, hogy alábecsüli a jövedelmi megoszlás alacsonyabb szélsőséges értékeit is, miközben a Reform-kutatás az MHP-nál magasabb arányt mutat ki ebben a csoportban.

F2.9. táblázat: A magyar háztartások megoszlása az egy főre számított háztartás jövedelem csoportjaiban

Egy főre jutó havi háztartás jövedelem, 1000 Ft-ban	SOCO 1994. november	Reform 1995. június	MHP átlag 1994
-5	6	4	2
5-10	40	23	18
10-15	36	40	35
15-20	12	21	21
20-25	3	6	9
25-30	2	3	5
30-35	0	1	4
35-40	1	1	2
40-45	0	0	1
45-	2	1	3
	100	100	100

Forrás: Andorka-Ferge-Tóth [1997]

F2.10. táblázat: Az egyének százalékos megoszlása a különböző jövedelem-középték csoportokban

	-50,0	50-80	80-120	120-200	200+	Összesen
SOCO-felvétel, 1994	5,2	21,5	40,4	27,9	5,0	100,0
TÁRKI Reform- kutatás 1995. június	8,8	21,5	40,5	24,2	5,0	100,0
MHP, 1994	6,4	21,4	37,7	23,4	11,1	100,0

Forrás: Andorka-Ferge-Tóth [1997]

Az MHP és a HKF adatainak összehasonlítása során azt találták, hogy az ugyanabban az időszakban készített MHP-ban a háztartási jövedelmek átlaga mintegy 11%-kal volt nagyobb, mint a HKF-ben. A HKF-nek nem sikerült a jövedelemmegoszlás két végén elhelyezkedők adatait felvennie. A 10. percentilis értéke kb. 7%-kal magasabb, mint az MHP azonos percentilisének értéke, miközben a másik szélsőpont esetében, a 90. percentilis értéke 30% alacsonyabb volt.

Miután összehasonlítjuk a percentiliseket (amelyek a középértékek hányadában vannak kifejezve, a F2.11. táblázat alsó részében) azt találjuk, hogy a HKF adatai szerint a kiadások nagyobb egyenlőtlenséget mutatnak a bevételeknél. Bár még a kiadások megoszlása is egyenlőbb képet mutat annál, amit az MHP adatai alapján számoltunk.

Összességében tehát azt lehetett kimutatni, hogy az a kép, amit ugyanabban az országban ugyanarra a népességre vonatkozóan mutatnak a különböző felvételek, jelentősen eltérhet egymástól attól függően, hogy milyen kutatási kérdést, milyen módszerekkel próbálnak a szóban forgó felvételek megválaszolni.

F2.11. táblázat: Bevételi és kiadási percentilisek a középérték hányadában kifejezve Magyarországon, 1993-ban

	HKF 1993. évi bevételek, Ft	HKF 1993. évi kiadások, Ft	MHP 1993. évi bevételek, Ft	MHP bevétel /HKF bevétel
p10	108 448	92 520	101 070	0,93
p20	126 786	112 569	123 003	0,97
p30	140 984	129 869	140 398	1,00
p40	154 918	144 516	163 455	1,06
p50	167 503	160 754	179 675	1,07
p60	182 850	177 912	200 908	1,10
p70	201 571	200 667	232 571	1,15
p80	227 211	230 477	270 864	1,19
p90	272 101	285 190	350 178	1,29
	HKF jövedelmek, percentilisek a medián százalékában	HKF kiadások, percentilisek a medián százalékában	MHP jövedelmek, percentilisek a medián százalékában	(SOCO, 1994. november)
p10	0,65	0,58	0,56	0,53
p20	0,76	0,70	0,68	0,70
p30	0,84	0,81	0,78	0,80
p40	0,92	0,90	0,91	0,90
p50	1,00	1,00	1,00	1,00
p60	1,09	1,11	1,12	1,13
p70	1,20	1,25	1,29	1,25
p80	1,36	1,43	1,51	1,43
p90	1,62	1,77	1,95	1,75
Néhány egyenlőtlenségi mutató				
p90/p10	2,49	3,05	3,48	3,28
Gini-koefficiens	21,6	26,2	27,8	..
Robin Hood index	15,1	17,5

Forrás: Andorka–Ferge–Tóth [1997] Adatok forrása: Szivós–Kéki ([1995 p. 14]) és saját számítások, amelyek Szivós–Kéki [1995 p. 13] alapultak. Továbbá KSH HKF [1993]. Megjegyzés: A percentilis és medián értékei ekvivalens személyre lettek számolva, $e=0,73$.

F.2.6.4. Áttérés az egyik adatállományról a másikra

Arról már eddig is volt szó, hogy a különböző adatállományok összevetése esetén óvatosságnak kell lenni annak a megítélésében, hogy a talált különbségek a valós változásoknak vagy az alkalmazott állományok különbözőségének köszönhetőek-e. Mindez különösen akkor okozhat gondot, ha idősorban történik a forrás váltása. Egy speciális problémáról azonban még nem esett szó: arról, ha a váltás keresztmetszeti adatok és longitudinális adatok között történik.

A longitudinális mintának nagy számban vannak állandó tagjai. Számukra az adatfelvételek sorozata egyben tanulási folyamat is. Az évek során növekedhet a bizalmuk a vizsgálat iránt, esetleg olyan kérdések megválaszolásában is részt vesznek, amit egy keresztmetszeti minta tagjaiként nem tennének. Ugyanakkor az évek során többé-kevésbé megismerik a feltett kérdéseket, „rászocializálódnak” arra, hogy miképpen kell esetleg sztereotípiákkal megoldani a válaszadást.

A longitudinális minta állandó tagjai az évek során fogyatkoznak, a minta kopása még a legfegyelmesebb panel-vizsgálatokban is kitesz évi néhány százalékot. A kopás, amellet, hogy van a mintának egy természetes, biológiai okokkal magyarázható cserélődése, egyben egy önszelekciós mechanizmus is, ahol habitus szerint maradnak vagy válnak válaszmegtagadóvá a résztvevők. Minden longitudinális vizsgálat igyekszik súlyozással pótolni a kieséseket. A súlyozás segítségével lehetséges is, hogy a bizonyos karakterisztikumokkal rendelkező bennmaradók helyettesítsék a hozzájuk leginkább hasonló kilépőket, de ezt pontosan abból a szempontból képtelenség megtenni, ami miatt kiléptek. Ezek a tulajdonságok egyben összefügghetnek az élet más területein fontos jellemzőkkel. Tehát könnyen elképzelhető, hogy a mobilabb és nyitottabb résztvevők lépnek ki először, pontosan azok, akik az élet más területein, például a munkaerőpiacon is dinamikusabbak.

A panel kutatók ezért egy idő után úgy érezhetik magukat, mint akik „burokban élnek”: a bennmaradók, bár fogynak mindinkább a kooperatívabb tagok lesznek. Ez történt például a Magyar Háztartás Panel esetében, amelyikben a hasonló európai panelek gyakorlatával szemben a második, illetve harmadik hullámban is folytatódott az elvándorlás és mindinkább csak a résztvevők maradékával lehetett együttműködni. A Panel leállása

és a keresztmetszeti vizsgálatra átállás egyfelől frissítést jelentett (tehát valószínűleg ismét sikerült nyitottabb és mobilabb habitusú válaszadókat megnyerni) másfelől azonban azzal is szembe kellett nézni, hogy a keresztmetszeti vizsgálatban nagyobb lett a sikertelenül megkeresett háztartások aránya és a kérdés-specifikus válaszmegtagadás aránya is növekedett.

Ezen túl sajnos számos más példája van az adatsorok törésének 1997 és 1998 között, amikor a Magyar Háztartás Panel longitudinális vizsgálatáról áttértünk a keresztmetszeti TÁRKI Háztartás Monitor vizsgálatra. Ilyen jellegzetes töréspontok például, amikor az egymást követő évek adatállományaira regressziós modelleket futtatva a megmagyarázott szórás idősebb megdőrik, vagy például az egymást követő minták életkor-iskolázottsági szerkezete megdőrik a Panelről a Monitorra való áttérés során.

3. FÜGGELÉK

F3.1. A felhasznált adatbázisok jellemzői

F3.1.1. Magyar adatállományok

A jövedelemeloszlási statisztikák klasszikus forrása Magyarországon a KSH által hosszú időn keresztül öt évente végzett **jövedelemfelvétel**. Ennek a sorozatnak az első tagját 1962-ben végezték el, utána öt évente ment egészen 1987-ig. 1992-ben is volt egy vizsgálat, ám annak eredményeit eddig nem publikálták. A legutóbbi jövedelem-felvételt 1996-ban készítették, az 1995-ös referencia évre vonatkozóan. A legutóbbi jövedelem felvételt ismertető publikáció 1998-ban jelent meg. (KSH [1998]) Ebben a tanulmányban az 1988 évi jövedelem-felvétel adatait használom. Ez a szokásosnál valamivel nagyobb volt, mintegy 20 ezer háztartást felölelő mintán végezték. (KSH [1990]) Ez a felvétel még kivételesen jó adatminőséget produkált: a makrogazdasági jövedelemadatoktól mindössze 4 százalékból tértek el a vizsgálatban lefedett jövedelmek. Ez nagyságrenddel kisebb volt, mint amilyen jövedelemhiányokkal a kilencvenes évek végének vizsgálatai küzdöttek.

A Központi Statisztikai Hivatal 1993-ig két évente, azóta évente végzi a **háztartás-költségvetés felvételt**. Ennek a vizsgálatnak a célja a háztartások fogyasztási szokásainak feltérképezése és nyomon követése. A vizsgálat mintavételi eljárása többször változott, de mindig többlépcsős, rétegzett mintavételt alkalmaztak. Az egyes években 8–10 ezer közötti háztartást kerestek meg. A fogyasztási kiadások feltérképezése érdekében a megkérdezetteket egy részletes napló kitöltésére kérik fel. Emellett a vizsgálat tartalmaz elég részletes jövedelem kérdéseket is. Mivel azonban a részletes naplózás tekintetében a vizsgálatban való részvétel szelekciós torzításokat okoz, a vizsgálatból származó jövedelemeloszlási adatok tekintetében óvatosság szükséges. A HKF módszertanáról, a kilencvenes években követett gyakorlatról részletesen tájékoztat KSH [2000a].

A **Magyar Háztartás Panel Kutatás (MHP)**, amely a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem rektora, Andorka Rudolf és Kolosi Tamás, a Társadalomkutatási Informatikai Egyesülés (TÁRKI) igazgatója kezdeményezésére kelt életre. A projekt, 2600 háztartást tartalmazó országos reprezentatív mintával indult az 1991-es előkészítő év után 1992-ben és

tartott 1998-ig. Ezekben az években részletes kérdéseket tett fel a megkérdezett háztartások tagjainak munkaerő-piaci pozíciójával, jövedelmeivel, lakáskörülményeivel, illetve véleményeivel kapcsolatban. Ezt a longitudinális vizsgálatot (a Budapesti Közgazdasági Egyetem Szociológia Tanszékének és a TÁRKI közös vállalkozásában) évről évre ugyanolyan módszerekkel kiválasztott mintán végezték el, más európai országokban végzett panel vizsgálatokhoz (mint például GSOEP, BHPS, PSELL), illetve az Egyesült Államokban folytatott panelkutatásokhoz (mint például a PSID) hasonlóan. A Háztartás Panel hullámainak eredményei legelőször a TÁRKI műhelytanulmány-sorozatában jelentek meg (Sik–Tóth [szerk, 1993a, 1993b, 1996; 1997, 1998]; Tóth [1994]), később pedig számos magyar és angol publikációban használják fel ezeket az eredményeket.¹⁵⁵ A vizsgálat adataiból nagyon részletes szegénységi elemzés jelentetett meg például a Világbank. (World Bank [2001]) Bár az MHP vizsgálat adatfelvételei 1997-ben lezárultak, a Panel adatállományán a vizsgálat befejezése után is folyamatos munka folyt. Ennek keretében fejeződött be 2000-ben a Panel adatbázisának tisztítása, a korábban két elkülönült (országos és budapesti) mintán folyt vizsgálat visszamenőleges összevonása és egységes súlyrendszerrel való ellátása. A tanulmányban mind az összevonás előtti (A), mind pedig az összevonás utáni (B) adatállományból mutatok be tízéves idősorokat. A jövedelem eloszlás általános jellemzőinek bemutatása alapvetően a (B) adatállomány alapján készült, bizonyos speciális elemzések esetében azonban megtartottam az (A) állományból kapott eredményeket.

A Panelt felváltotta a **TÁRKI Háztartás Monitor** vizsgálat. Ennek a vizsgálatnak a koncepciója nagyon hasonló a Magyar Háztartás Panel koncepciójához. Nagyjában egészében ugyanazokat a módszertani eljárásokat követi a jövedelmi adatok részletessége és definíciója tekintetében. Tulajdonképpen ezen a területen csak olyan változások történtek, amik már a Panel időszakában is időszerűek és ésszerűek lettek volna, de a panelvizsgálaton belül folyamatossági gondokat okozott volna a megváltoztatásuk. Az egyetlen, ám annál lényegesebb különbség az, hogy a Háztartás Monitor nem longitudinális vizsgálat. (Többet a vizsgálatról Szivós–Tóth [szerk., 1998, 1999, 2000 és 2001] nyújt.)

A magyar adatok egyeztetésére, illetve ellenőrzésére szolgáló másik adatbázis felvételére a TÁRKI által készített „Az államháztartás reformjának hatása a háztartások jövedelemmegoszlására” című kutatás (továbbiakban „**REFORM**” kutatás) keretein belül, a Pénzügyminisztérium támogatásával került sor. A kérdőíveket 1995. júniusában 10.000 háztartásban kérdezték le. Eredetileg ez a felvétel sem jövedelem felmérési céllal készült.

¹⁵⁵ A Háztartás Panelről további részletekkel szolgál Tóth [1995].

Ennek ellenére a minta mérete és az a módszer, amivel a jövedelmi adatok lekérdezésre kerültek alkalmassá teszi az adatbázist arra, hogy kontrollként használjuk.

F3.2. Nemzetközi adatállományok

Elsőként említjük a **Luxemburg Jövedelem Kutatást (Luxembourg Income Study, LIS)**, ez a jelenleg is működő projekt összehasonlító jövedelemmegoszlási adatokat gyűjt a fejlődő országokra vonatkozóan. Noha az egyes országokban lefolytatott mikroszintű adatfelvételeket eredendően nem nemzetközi összehasonlításra tervezték, viszont a LIS projekt kutatói komoly erőfeszítéseket tettek egy olyan változó struktúra létrehozásának az érdekében, amely segítségével javítható a mikrofelvelelek összehasonlíthatósága. (Az OECD-országok LIS adatbázisának alkalmazásáról, lásd Atkinson–Rainwater–Smeeding [1995].)

A második rendelkezésre álló adatbázis a „Social Consequences of Transition”(Az átalakulás társadalmi következményei) elnevezést viselő projekt által készített adatbázis egy része (továbbiakban „A” rész). Az úgynevezett **SOCO projektet** a Bécsben működő Institute für die Wissenschaften vom Menschen kezdeményezte és szponzorálta. Az „A” adatbázis öt ország (Csehország, a volt Kelet-Németország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia) már rendelkezésre bocsátott társadalmi és gazdasági trend adatait tartalmazza. Továbbá megtalálhatók benne a Közép- és Kelet-Európai országok munkaerőpiacra, a háztartások bevételeire, illetve kiadásaira és a szegénység mérésére vonatkozó, statisztikai és szociológiai adatok összehasonlító táblázatai. Az adatbázist a SOCO projekt támogatásával a fent említett országok szakértői készítették. A SOCO projekt szóban forgó részét a Cseh Tudományos Akadémia Szociológia Intézetének munkatársa, Jiry Večerník vezette.

A harmadik forrás egy országok közötti felvétel, amely ugyancsak a **SOCO projekt** keretén belül készült („B” rész). A felvételt eredetileg is nemzetközi összehasonlító kutatásnak tervezték. A tökéletes összehasonlíthatóság természetesen csaknem elérhetetlen, mégis a különböző országok kutatócsoportjai ezt az elvet tartották szem előtt a felmérés tervezésekor. A kutatást – továbbiakban SOCO Felvétel – 1995 elején vezényelték le. Országonként 1000 véletlenül kiválasztott háztartás adatai kerültek lekérdezésre. (A kérdőíveket ugyanazokban az államokban kérdezték le, mint az „A” részt.) A felvételt a Budapesti Eötvös Lóránd Tudományi Egyetem Szociálpolitika Tanszékéről, Ferge Zsuzsa vezette. Az átmenet társadalmi költségei (Social Costs of Transition) címet viselő előtanulmány, amelyet Ferge Zsuzsa, Sik Endre, Róbert Péter és Albert Fruzsina készített (Ferge *et al.* [1995]), valamint

további, az adatbázist elemző tanulmányok magyar és angol folyóiratokban egyaránt megjelentek. Mivel azonban a SOCO felvételt eredetileg nem jövedelem-felvételnek szánták, ezért ebben a vonatkozásban csak megszorításokkal használható.

F3.3. táblázat: A tanulmányban leginkább extenzíven használt adatállományok alapvető jellemzői (súlyozatlan adatok)

Adat-felvétel éve	Adatállomány	N	Hiányzó jövedelem-adat	Átlag	Medián	Módusz	Szórás
Vizsgálati alapegység: egyének. Jövedelem: egy főre jutó háztartás éves jövedelem, Ft.							
1987	KSH jövedelem felvétel	56439	0	5163	4635	3775	2580
1992	MHP	6948	317	122564	103570	96000	77389
1993	MHP	6495	179	147132	125360	133500	98706
1994	MHP	5803	417	177348	145773	162000	142437
1995	MHP	5135	358	203029	168800	132000	164313
1996	MHP	4440	367	227526	195717	89050	174588
1997	MHP	3501	277	262135	224253	157800	334221
1998	Monitor	5195	98	277082	245800	56732	180149
1999	Monitor	5431	9	338483	299750	312000	215570
2000	Monitor	5253	0	390202	336250	360000	272816
2001	Monitor	5952	8	442276	392670	29178	275292
Vizsgálati alapegység: háztartások. Jövedelem: háztartás éves összjövedelem, Ft.							
1987	KSH jövedelem felvétel	19856	0	5389	4785	4064	2850
1992	MHP	2569	99	127516	106100	96000	80533
1993	MHP	2374	60	154979	129683	120000	104502
1994	MHP	2144	117	186977	151683	168000	150680
1995	MHP	1885	102	216436	176454	159000	182246
1996	MHP	1639	102	244762	207000	234000	189662
1997	MHP	1306	79	288821	238800	240000	381781
1998	Monitor	1970	41	298704	268750	210000	197324
1999	Monitor	2020	4	367887	322233	312000	252127
2000	Monitor	2013	0	428018	361360	360000	321742
2001	Monitor	1942	4	473872	418117	414883	301635

F3.4. A kilencvenes évek vizsgálataiban használt jövedelem-csoportosítás legfontosabb jellemzői

Összes jövedelem: egyfelől tartalmazza a háztartástagok személyes jövedelmeit, másfelől a háztartás olyan jellegű jövedelmeit, amelyek nem személyesen a háztartás tagjaihoz kapcsolódnak. A Panel és a Monitor adatfelvételek kérdőívében a háztartás nettó személyes jövedelmére vonatkozik a kérdés. A megkérdezetteket arra kérik, hogy sorolják fel azokat a jövedelemfajtákat, amelyeket hónap végén a „borítékban visznek haza”. Ennélfogva az adók nem jelennek meg a MHP nyers adatbázisában. A nettó jövedelem összetételét viszont nagyon részletesen kérdezik le. Minden 16 éven felüli háztartástag esetében az egyes jövedelemfajtákat tartalmazó, részletes kérdés-blokkok segítségével történik a nettó jövedelem összetételének feltárása. A rendszeres havi jövedelmeket (főállásból származó jövedelem, társadalombiztosítási juttatások, szociális segélyek) az előző év minden egyes hónapjára vonatkozóan feltünteti a kérdőív, a megkérdezettet pedig arra kérik, hogy mondja meg, hogy kapott-e ilyen és ilyen típusú jövedelmet az adott hónapban, ha igen, akkor mekkora összeget. Ami tehát a nem rendszeres jövedelmeket illeti, a Panelben a gyakoriság s az éves összeg áll rendelkezésre. A háztartási kérdőív, melyet a háztartás ügyeiben leginkább kompetens személytől kérdeznek le, rögzíti azokat a jövedelmeket, amelyekhez a háztartás mint egység jut. A számított, összetett jövedelem változóiban mindezen jövedelemfajták aggregáltak jelennek meg. Az olyan háztartási jövedelmek, mint például a mezőgazdasági kistermelésből származó bevételek, bár bruttó összegben szerepelnek a kérdőívben, azonban az effajta jövedelmekre vonatkozó magas adókedvezmények miatt ez nem igazán okozhat jelentős torzítást. Az összes befogadott jövedelem makroadatokhoz mért csökkenése és a megnövekedett válaszmegtagadás a kilencvenes években imputálást tett szükségessé. Ez azon alapult, hogy a hiányzó adatokat a leginkább hasonló jellemzőkkel rendelkező személyek jövedelmének átlaga alapján helyettesítették be. (Részleteket a legutóbbi használt évre Szivós–Tóth [szerk., 2001] tartalmaz.)

A jövedelemfajták főbb csoportjai:

1. piaci jövedelmek: keresetek + tőkejövedelem

keresetek: főállásból (bérek, túlóra, munkahelyi költségtérítések, stb.), másodállásból származó rendszeres és nem rendszeres személyes jövedelmek, rendszeres és alkalmi különmunkák jövedelmei, valamint a mezőgazdasági kistermelésből (háztáji gazdálkodásból) származó háztartási bevételek.

tőkejövedelem: nyereség és az osztalék.

2. társadalombiztosítási juttatások: keresetpótló támogatások

nyugdíjak: öregségi, rokkantsági- és más nyugdíjak

táppénz

munkanélküli járadék

anyasági támogatások: gyermekgondozási segély, gyermekgondozási díj, egyéb anyasági támogatások

3. szociális juttatások: jövedelemigazoláson alapuló támogatás és társadalmi alapjövedelmek

munkanélküli segély

átképzési támogatás

családi pótlék

ösztöndíjak

szociális segélyek: rendszeres vagy nem rendszeres szociális támogatás vagy segély

4. háztartások közötti magánjellegű transzferek:

életjáradékok, eltartási szerződések, gyermektartás stb.

5. egyéb háztartási jövedelmek:

mezőgazdasági kistermelésből származó jövedelmek, ingatlan bérbeadásból származó jövedelmek, egyéb háztartási jövedelmek (nyeremények, ajándékok stb.)

IRODALOM

- Ábrahám Á.–Kézdi G. [2000]: Long-run trends in earnings and employment in Hungary, 1972, 1996. Budapest working papers on the labour market, BWP 2000/2. MTA KTI. Budapest
- Adelman, I.–Morris, C. T. [1973]: Economic growth and social equity in developing countries. Stanford University Press, Stanford, CA.
- Adelman, I.–Robinson, S. [1989]: Income distribution and development. Megjelent: Chenery, H.–Shrinivasan, T.N. [szerk.], pp. 949–1003.
- ÁFSZ Foglalkoztatási Hivatal [2001]: A munkaerőpiac keresletét és kínálatát alakító folyamatok Budapest, 2001.
- Aghion, P.–Bolton, P. [1997]: A theory of trickle down growth and development. Review of Economics Studies, 1997/1.
- Ahluwalia, M.S. [1976a]: Inequality, poverty and development. Journal of Development Economics, Vol. 3. pp. 307–342.
- Ahluwalia, M.S. [1976b]: Income distribution and development: some stylized facts. The American Economic Review, Vol. 66. No. 2. May, 1976. pp. 128–135.
- Alesina, A.–Perotti, R. [1994]: The political economy of growth: a critical survey of the recent literature. The World Bank Economic Review, Vol. 8. No. 3. pp. 350–371.
- Alves, W. M.–Rossi, P. H. [1978]: Who Should Get What? Fairness Judgements of the Distribution of Earnings. American Journal of Sociology, Vol. 84. No. 3. pp. 541–564.
- Alwin, D. F. [1987]: Distributive Justice and Satisfaction with Material Well-being. American Sociological Review, Vol. 52. pp. 83–95.
- Ando–Modigliani [1963]: The „Life-Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. American Economic Review, Vol. 53, pp. 55–84.
- Andorka R. [1982]: A társadalmi mobilitás változásai Magyarországon. Budapest: Gondolat.
- Andorka R. [1989]: Szegénység Magyarországon. Társadalmi Szemle, Vol. 44. No. 12. pp. 1361–1369.

- Andorka R. [1992]: Magyarország az adatok tükrében. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.] pp. 18–36.
- Andorka R. [1994]: Public Debate on Poverty in Hungary since the 1960's. In: Goodwin, C. D.–M. Nacht [szerk., 1995]: Beyond Government: Extending the Public Policy Debate in Emerging Democracies, Westview Press.
- Andorka R. [1995]: A társadalmi mobilitás változásai 1973-tól 1992-ig. Statisztikai Szemle, 2., pp. 101–120.
- Andorka R. [1996]: Elégedetlenség. In: Sik–Tóth [szerk., 1996]: Társadalmi páternoszter 1992–1995. Jelentés a Magyar Háztartás Panel 4. hullámának eredményeiről. Budapest, BKE, TÁRKI, KSH.
- Andorka R. [1997]: Bevezetés a szociológiába. Budapest: Osiris Kiadó.
- Andorka R. [1997]: Elégedettség–anómia. In: Sik–Tóth [szerk., 1997]: Az ajtók záródnak (?!). Jelentés a Magyar Háztartás Panel 5. hullámának eredményeiről. Budapest, BKE, TÁRKI.
- Andorka R.–Antal Z. L.–Hegedüs J.–Horváth D. T.–Tosics I.–Tóth I. Gy. [1992]: The Hungarian welfare state in transition: structure, developments – options for reform. Paper prepared for the Blue Ribbon Commission, Budapest, mimeo.
- Andorka R.–Ferge Zs.–Tóth I. Gy [1997]: Valóban Magyarországon a legkisebbek az egyenlőtlenségek? Közgazdasági Szemle, XLIV. évf., 1997. február, pp. 89–112.
- Andorka R.–Harcza I. [1990]: Foglalkoztatottság. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1990, TÁRKI, Budapest, pp. 87–96.
- Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1990]: Társadalmi riport 1990. Budapest:TÁRKI
- Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1992]: Társadalmi riport 1992. Budapest:TÁRKI
- Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1994]: Társadalmi riport 1994. Budapest:TÁRKI
- Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1996]: Társadalmi riport 1996. Budapest:TÁRKI
- Andorka R.–S. Hradil–J.L. Peschar [szerk., 1996]: Társadalmi rétegződés. Budapest:Aula Kiadó.
- Andorka R.–Spéder Zs. [1996]: A szegénység Magyarországon 1992–1995. Esély. 1996. No. 4. pp. 25–52.

- Andorka, R.–Kondratas, A.–Tóth, I. Gy [szerk., 1995.]: The Hungarian Welfare State in Transition: Structure, Development and First Step Towards reform. Reforming Social Policy in Hungary, Policy Study #3. Commissioned by the Joint Hungarian–International Blue Ribbon Commission, Budapest.
- Andorka, R.–Simkus, A. [1982]: Inequalities in educational attainment in Hungary, 1923–1973. *American Sociological Review*, Vol. 47. No. 6., pp. 740–751.
- Andorka, R.–Spéder, Zs.–Tóth I. Gy. [1995]: Developments in Poverty and Income Inequalities in Hungary, 1992–1994. TÁRKI, Budapest.
- Andorka, R.–Tóth, I. Gy. [1992]: A szociális kiadások és a szociálpolitika Magyarországon. In: Andorka, R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1992. TÁRKI, Budapest, pp. 396–507.
- Angelusz R. [szerk., 1999]: A társadalmi rétegződés komponensei. Budapest: Új Mandátum Kiadó.
- Angelusz R. [szerk., 1999]: A társadalmi rétegződés komponensei. Új Mandátum, Budapest.
- Árva J.–Vértes A. [1994]: A magánszektor és a rejtett gazdaság súlya Magyarországon (1980–1992). Kutatási beszámoló. Gazdaságkutató Intézet, Budapest, Kézirat.
- Ashenfelter, O.–R. Layard [1986]: Handbook of labor economics. Elsevier, North-Holland.
- Atkinson, A. B. [1970a]: On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, Vol. 2. pp. 244–263.
- Atkinson, A. B. [1970b]: On the measurement of poverty. *Econometrica*, Vol. 55. No. 4. July, 1987, pp. 749–764.
- Atkinson, A. B. [1975]: The economics of inequality. Clarendon Press, Oxford, p. 295
- Atkinson, A. B. [1983]: The economics of inequality 2nd ed. Oxford University Press, Oxford.
- Atkinson, A. B. [1995]: The welfare state and economic performance LSE/STICERD Welfare State. Programme Discussion Paper, Series No. 109. May, 1995. p. 50
- Atkinson, A. B. [1997a]: Bringing income distribution in from the cold. *The Economic Journal*, Vol. 107, March, 1997, pp. 297–321.
- Atkinson, A. B. [1997b]: Measurement of trends in poverty and the income distribution. The Microsimulation Unit, Department of Economics, University of Cambridge Working Papers, No. 9701, p. 150

Atkinson, A. B.– L. Rainwater–T. M. Smeeding [1995]: Income distribution in the OECD countries. OECD Social Policy Studies No. 18., Paris.

Atkinson, A. B.–F. Bourguignon [2000]: Introduction: Income Distribution and Economics. In: Atkinson, A.–F. Bourguignon [szerk.]: Handbook of income distribution. Elsevier, North-Holland.

Atkinson, A. B.–F. Bourguignon [szerk., 2000]: Handbook of income distribution Elsevier. North-Holland, p. 22.

Atkinson, A.–J. Micklewright [1992]: Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income. Cambridge University Press, Cambridge.

Bailey, D. [1997]: Separate but Equal? Comparing and decomposing income inequality in Central and Eastern Europe. Paper prepared for the EBRD May, 1997 conference on poverty and inequalities in transition economies. Mimeo.

Bane, M.–D. T. Ellwood [1994]: Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells. The Journal of Human Resources, Vol. 21. No. 1. 1986, pp. 1–23.

Baranzini, M. [1987]: Distribution theories: Keynesian. In: The New Palgrave Dictionaire of Economics. MacMillan, London, pp. 876–878.

Barr, N. [1987]: The Economics of the Welfare State. Weidenfeld and Nicholson, London.

Barr, N. [1998]: Közgazdasági elmélet és a jóléti állam: áttekintés és átértelmezés. In: Semjén A. [szerk.]: A jóléti állam közgazdasági megközelítésben. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, Budapest, pp. 193–336.

Barr, N. [1999]: Állami beavatkozás. In: Csaba–Tóth [szerk.]: A jóléti állam politikai közgazdaságtana, Osiris, Budapest, pp. 112–145.

Barr, N. [szerk., 1994]: Labor Markets and social policy in Central and Eastern Europe. Oxford University Press, Oxford, p. 387

Becker, G. [1975]: Human capital. New York, Columbia University Press

Bénabou, R. [1996]: Inequality and Growth. In: Bernanke B. S.–J Rotemberg [szerk.]: NBER Macroeconomics. Annual MIT Press, Cambridge, pp. 11–74.

Berend T. I. [1979]: A szocialista gazdaság fejlődése Magyarországon 1945–1975. Kossuth Kiadó, Budapest.

- Berger, J.–M. Zelditch–B. Anderson–B. P. Cohen [1972]: Structural aspects of distributive justice. In: Berger et al. [szerk.]: Sociological theories in progress. Vol. 2. Houghton Mifflin, Boston.
- Blau, P.M.–O.D. Duncan [1967]: The american occupational structure. Wiley, New York, p. 502
- Boeri, T. [1994]: Labour Market Flows and the Persistence of Unemployment in Central and Eastern Europe. In: OECD [1994]: Unemployment in Transition Countries. Transient or Persistent? OECD CCET, Paris.
- Bokros, L.–J.-J. Dethier [1998]: Public Finance Reform During the Transition: The experience of Hungary. The World Bank, Washington.
- Bourguignon, F.–M. Fournier–M. Gurgand [é.n.]: Fast development with a stable income distribution: Taiwan, 1979–1994. Mimeo.
- Bös, D.–M. Rose–Ch. Seidl [szerk., 1988]: Welfare and efficiency in public economics. Springer Verlag, Berlin.
- Bradbury, B. [1992]: The theory of family size equivalence scales. Lecture prepared for the 1992 LIS Summer School, Luxemburg, July, 1992, Mimeo. p. 55
- Bradbury, B.–M. Jantti [1999]: Child poverty across industrialized countries UNICEF. Innocenty Occassional Papers Economic and Social Policy Series, No. 71., 85 p.
- Buhmann, B.–Rainwater, L.–Schmaus, G.–Smeeding, T. [1988]: Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries using the LIS Database. Review of Income and Wealth, 34 (June, 1988), pp. 115-142.
- Cain, G.G. [1986]: The economic analysis of labor market discrimination: a survey. In: Ashenfelter, A.–R. Layard [szerk., 1986] Ch. 13., pp. 693–785.
- Chenery, H.–Shrinivasan, T. N. [szerk., 1989]: Handbook of development economics. Vol. 2., Elsevier Science Publishers B.V.
- Coleman, J. S. [1999]: Társadalmi tőke az emberi tőke termelésében. In: Lengyel Gy.–Szántó Z. [szerk., 1998] pp. 11–44.
- Collins, G.–Redmond, G. [1997]: Poverty in the UK and Hungary: evidence from household budget surveys. Working paper No. 9703. Department of Applied Economics, University of Cambridge.

- Cook, K. S.–Hegtvedt, K. A. [1983]: Distributive Justice, Equity and Equality. In: Annual Review of Sociology, 1983
- Coricelli, F. [1997]: Income distribution and the dynamics of reforms. Economics of Transition, Vol. 5 (2).
- Coricelli, F. [1998]: Macroeconomic policies and the developments of markets in transition economies. CEU Press, Budapest, p. 164
- Cornia, G. A.–S. Sipos [szerk., 1991]: Children and the Transition to a Market Economy. Avebury, London.
- Coulter, F.–Cowell, F.–Jenkins, S. P. [1992a]: Differences in needs and assessment of income distributions. Bulletin of Economic Research, Vol. 44., No. 2. pp. 77–124.
- Coulter, F.–Cowell, F.–Jenkins, S. P. [1992b]: Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty. The Economic Journal, Vol. 102, September, 1992, pp. 1067–1082.
- Cowell, F. A. [1995]: Measuring Inequality. 2nd Edition. Hemel Hempstead, Harvester Wheatsheaf.
- Cowell, F. A. [1998]: Measurement of inequality. LSE STICERD Distributional Analysis Research Programme Discussion Paper, No. 36., 95 p.
- Cowell, F. A.–Jenkins, S. P. [1995]: How much inequality can we explain? A methodology and application to the United States. The Economic Journal, Vol. 105., March, pp. 421–430.
- Cowell, F.–M. Mercader-Prats [1997]: Equivalence of Scales and Inequality. LSE/STICERD Distributional, Research Programme Discussion Paper Series No. 27.
- Cullis, J.–Jones, P. [1992]: Public finance and public choice: analytical perspectives. McGraw-Hill, London.
- Csaba I.–Tóth I. Gy. [1999]: Bevezetés. A jóléti állam politikai gazdaságtana. In: Csaba I.–Tóth I. Gy. [szerk., 1999] pp. 1–41.
- Csaba I.–Tóth I. Gy. [szerk., 1999]: A jóléti állam politikai gazdaságtana. Osiris, Budapest, p. 378
- Csontos L.–Kornai J.–Tóth I. Gy. [1996]: Adótudatosság és fiskális illúziók. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich. Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1996. Budapest, TÁRKI, pp. 238–271.

- Csontos L.–Kornai J.–Tóth I. Gy. [1998]: Tax Awareness and Reform of the Welfare State: Hungarian Survey Results. *Economics of Transition*, Vol. 6. 1998, (2), pp. 287–312.
- Dániel Zs. [1985a]: The effects of housing allocation on social inequality in Hungary. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 9. (4) pp. 391–409.
- Dániel Zs. [1985b]: Bérlakáskereslet, hiány és fogyasztói frusztráció: egy budapesti reprezentatív felmérés eredményei. *Közgazdasági Szemle*, Vol. 32 (12) pp. 1458–1473.
- Davis, K. D.–W. E. Moore [1945]: Some principles of stratification. *American Sociological Review*, Vol. 10. 2. sz. pp. 242–249.
- Davis, K. D.–W. E. Moore [1999]: A rétegződés néhány elve. In: Angelusz R. [szerk., 1999]: *A társadalmi rétegződés komponensei*. Budapest, Új Mandátum Kiadó, pp. 10–23.
- Deaton, A. [1997]: The analysis of household surveys a microeconomic approach to development policy. Published for the World Bank. Johns Hopkins University Press, Baltimore, p. 479
- Deininger, K.–L. Squire [1996]: A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, Vol. 10. No. 3., pp. 565–591.
- Deininger, K.–L. Squire [1997]: Economic Growth and Income Inequality. Reexamining the links *Finance and Development*, March, 1997. pp. 38–41.
- Deininger, K.–L. Squire [1998]: New ways of looking at old issues. *Journal of Development Economics* 57., pp. 259–287.
- Donáth F. [1977]: Reform és forradalom. A magyar mezőgazdaság strukturális átalakulása 1945–1975. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Dresher, J. [1999]: Income inequality decomposition by income source and population subgroups: theoretical overview and the empirical case of Denmark. *Luxembourg Income Study, Working Papers*, No. 209.
- Duesenberry, J. [1967]: *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior* Galaxy Book. Oxford U. P. New York. Eredeti kiadás: Harvard Economic Study, 1949, No. 87.
- EBRD [1996]: Transition report, 1996. EBRD, London.
- ECOSTAT [2000]: A kormányzati, a közületi és a privát szektor bér- és kereseti arányai. *ECOSTAT Időszaki Közlemények*, VII. sz. február.

- Elekes Zs.–Spéder Zs. [szerk., 2000]: Törések és kötések a Magyar társadalomban. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó, Budapest.
- Éltető Ö.–Frigyes E. [1968]: New income inequality measures as efficient tools for causal analysis and planning. *Econometrica*, Vol. 36, pp. 383–396.
- Éltető Ö.–Vita L. [1989]: A micro-simulation experiment for the estimation of the possible effect of incomes from the underground economy on the income distribution: methods and results. Paper presented at the 47th session of the International Statistical Institute, Paris, 29 August–6 September, 1989.
- Engel, E. [1895]: Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher und Jetzt. *International Statistical Institute Bulletin*, Vol. 9, pp. 1–74. Idézi Coulter–Cowell–Jenkins [1992a]
- Erdei F. [1980]: A magyar társadalomról. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Evans, M.–J. Kelley [1993]: The legitimation of inequality: Occupational earnings in nine nations. *American Journal of Sociology*, Vol. 99, No. 1., July 1993, pp. 75–125.
- Evans, M.–J. Kelley–Kolosi, T. [1992]: Images of class: public perceptions in Hungary and Australia. *American Sociological Review*, Vol. 57, August, pp. 461–482.
- Fábián Z. [1995a]: Review of the Social Science Research into Poverty in Hungary. Background paper prepared for the World Bank, Budapest Office, TÁRKI, Budapest.
- Fábián Z. [1995b]: A szociális juttatások rétegeloszlása a 90-es években. Kutatási beszámoló a Pénzügyminisztérium számára, TÁRKI, Budapest.
- Fábián Z. [1995c]: Társadalmi változások, szegénység és a társadalmi jövedelmek rétegeloszlása. Kutatási beszámoló a Pénzügyminisztérium számára, TÁRKI, Budapest.
- Fábián Z.–Kolosi T.–Róbert P. [1999]: Jövedelmek és fogyasztási csoportok. In: Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk., 1999], pp. 7–41.
- Fábián Z.–Kolosi T.–Róbert P. [2000]: Fogyasztási csoportok. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 20. sz., TÁRKI, Budapest.
- Fábián, Z.–Róbert P.–Szivós P. [1998]: Az anyagi–jóléti státuscsoportok társadalmi miliói. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1998. TÁRKI, Budapest, pp. 72–91.
- Fazekas K. [szerk., 2000]: Munkaerő-piaci körkép. MTA KTK, Budapest.

- Ferge Zs. [1979]: *A society in the making: Hungarian social and societal policy, 1945–1975*. Penguin Books, Middlesex.
- Ferge Zs. [1989]: *Van-e negyedik út? A társadalmpolitika esélyei*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Ferge Zs. [1994]: *Szociálpolitika és társadalom*. ELTE Szociológiai Intézet, Budapest.
- Ferge Zs. [1995]: *A magyar segélyezési rendszer reformja I.,II.,III. Esély*, 1995/6. pp. 43–63., 1996/1. pp. 25–43., 1996/2. pp. 3–37.
- Ferge, Zs. [1986]: *Fejezetek a magyar szegénypolitika történetéből*. Magvető Kiadó, Budapest.
- Ferge, Zs. [1991]: *Social security systems in the new democracies of Central and Eastern Europe: past legacies and possible futures*. In: Cornia, G. A.–S. Sipos [szerk.]: *Children and the Transition to a Market Economy*. Avebury, Aldershot, pp. 69–90.
- Ferge, Zs. [1996]: *Major Problems and Crisis Phenomena of the Hungarian Society and the Central European Region*. Paper prepared for the Conference on the New Dialogue between Central Europe and Japan, Budapest, 16–18th September, 1996.
- Ferge, Zs.–P. Róbert–E. Sik–F. Albert [1995]: *Social Costs of Transition*. International Report. Institute for Human Sciences, Vienna, Mimeo.
- Ferreira, F. G. [1999]: *Inequality and economic performance. A brief overview of theories of growth and redistribution*. Text for World Banks Web Site on Inequality, Poverty and Socio-economic performance: <http://worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>.
- Fields, G. [1980]: *Poverty, Inequality and Development*. Cambridge University Press, Cambridge, p. 277
- Fields, G. [1987]: *Measuring inequality change in an economy with income growth*. *Journal of Development Economics*, Vol. 26, pp. 357–374.
- Fields, G. S. [1997]: *Accounting for income inequality and its change*. Cornell University, Mimeo.
- Flemming, J.–J. Micklewright [1999]: *Income distribution, economic systems and transition*. Innocenti Occasional Papers Economic and Social Policy Series, No. 70, p. 94
- Foster, J. E.–Greer, I.–Thorbecke, E. [1984]: *A class of decomposable poverty measures*. *Econometrica*, Vol. 52, 3, pp. 761–776.

- Förster, M. F. [1994]: Measurement of Poverty and Low Incomes in a Perspective of International Comparisons. OECD Labour Market und Social Policy Occasional Paper, No. 14.
- Förster, M. F. [1998]: Az alacsony jövedelem és a szegénység mérése nemzetközi megközelítésben. In: Semjén A. [szerk., 1998]: A jóléti állam közgazdasági megközelítésben. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, Budapest, pp. 193–336.
- Förster, M. F. [2000]: Trends and driving factors in income distribution and poverty in the OECD area. In: Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 42, Paris, OECD.
- Förster, M. F.–I. Gy. Tóth [1997b]: Poverty, inequalities and social policies in the Visegrad countries. In: Economics of Transition. Vol. 5 (2), pp. 505–510.
- Förster, M. F.–I. Gy. Tóth [2000]: Trends in Child Poverty and Social Transfers in the Czech Republic, Hungary and Poland: experiences from the years after transition. Paper prepared for presentation at the conference. „Child well-being in rich and transition countries. Are children in growing danger of social exclusion?” Luxembourg Income Study, Working Papers No. 226, February, 2000.
- Förster, M. F.–P. Szivós–I. Gy. Tóth [1999]: Welfare support and poverty: the experiences of Hungary and the other Visegrad countries. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy.[szerk., 1999]: Social report 1999. TÁRKI, Budapest, pp. 293–309.
- Förster, M. F.–Szivós P.–Tóth I. Gy. [1998]: A jóléti támogatások és a szegénység: Magyarország és a többi visegrádi ország tapasztalatai. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk., 1998]: Társadalmi riport 1998, TÁRKI, Budapest.
- Förster, M. F.–Tóth I. Gy. [1997a]: Szegénység és egyenlőtlenségek Magyarországon és a többi visegrádi országban. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 1. sz., TÁRKI, Budapest, p. 58
- Förster, M. F.–Tóth I. Gy. [1999]: Családi támogatások és gyermekszegénység a kilencvenes években Csehországban, Magyarországon és Lengyelországban. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 16. sz.
- Friedman, M. [1953]: Choice, chance and the personal distribution of income. Journal of Political Economy, 61, pp. 277–290.
- Friedman, M. [1957]: A theory of the consumption function. Princeton.

- Frochlich, N.–Oppenheimer, J. A.–Eavey, Ch. A. [1987]: Choices of Principles of Distributive Justice in Experimental Groups. *American Journal of Political Science*, Vol. 31, No. 4.
- Gábos A. [1996]: A magyar jóléti rendszer jogi szabályozásának változása 1990–1995 között. *Esély*, 1996. 3. sz., pp. 62–118.
- Galasi P. [1995a]: A jövedelemegyenlőtlenségek változása Magyarországon 1987, 1992–1994. Magyar Tudományos Akadémia Világgazdasági Kutató Intézet, Budapest, p. 60.
- Galasi P. [1995b]: Szegények és gazdagok. A háztartások szegénnyé, illetve gazdaggá válását befolyásoló szociodemográfiai tényezők vizsgálata a Magyar Háztartás Panel vizsgálat adatai alapján. (Kutatási beszámoló a Pénzügyminisztérium számára) TÁRKI, Budapest.
- Galasi P. [1998a]: A munkaerőpiac gazdaságtana. Aula Kiadó, Budapest.
- 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. [1998b]: Income inequality and income mobility in Hungary 1992–1996. UNICEF Innocenti Occasional Papers Economic and Social Policy Series, No. 64, UNICEF ICDC, Florence.
- Galasi, P.–Gy. Nagy [2000]: Are children being left behind in the transition in Hungary. Budapest Working Papers on the labor market BWP 2000/1. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences, Budapest.
- Galor O.–J. Zeira [1993]: Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, Vol. 60, pp. 35–52.
- Gerschenkron, A. [1984]: A gazdasági elmaradottság történelmi távlatból. Gondolat Kiadó, Budapest.
- Gordon, D. M. [1987]: Distribution theories: Marxian. *The New Palgrave Dictionaire of Economics*, MacMillan, London, pp. 878–883.
- Grandjean, B. D. [1999]: A Davis–Moore-féle rétegződésmélet gazdasági elemzése. In: Angelusz R. [szerk., 1999]: A társadalmi rétegződés komponensei. Budapest, Új Mandátum Kiadó, pp. 31–48.
- Habich, R.–Spéder Zs. [1998]: Vesztesek és nyertesek: a társadalmi változás következményei

- három országban. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk., 1998]: Társadalmi riport 1998, TÁRKI, Budapest.
- Habich, R.–Spéder Zs. [1999]: Folytonos változás – eltérő változatok. A jövedelmek egyenlőtlensége és dinamikája három társadalomban. Szociológiai Szemle, XLIV. évf. 3. sz. pp. 3–29.
- Hajdú O. [1990]: A szegénység mérhetőségéről. Statisztikai Szemle, június, pp. 477–494.
- Hajdú O. [1997]: A szegénység mérőszámai. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat, Statisztikai Módszerek témadokumentáció sorozat 22. sz., KSH, Budapest, p. 99
- Hancock, R.–S. Pudney [1997]: The welfare of pensioners during economic transition: an analysis of Hungarian survey data. *Economics of Transition*, Vol. 5 (2), pp. 395–426.
- Hauser, M. R.–D. L. Featherman [1977]: The process of stratification. Trends and analyses. Academic Press, New York.
- Havasi É.–Horváth Á.-né–Rédey Mária–Schnell Lászlóné [1998]: A mai magyar háztartások jövedelemeloszlása. Statisztikai Szemle, március, pp. 221–237.
- Hayek, F. A. [1960]: *The Constitution of Liberty*. Routledge and Kegan Paul, London.
- Hayek, F. A. [1982]: *Law, Legislation and Liberty*. Routledge and Kegan Paul, London (Első kiadás:1973)
- Heerink, N. [1994]: Population growth, income distribution and economic development. Theory, methodology and empirical results. Springer-Verlag, Berlin.
- Heinrich, G. [é.n.]: The prince and the pauper revisited: a bootstrap approach to poverty and income distribution analysis using the PACO data base. Luxembourg Income Study, Mimeo.
- Hirschman, A. O. [1973]: The changing tolerance for income inequality in the course of economic development. With mathematical appendix by M. Rotschild. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 4, pp. 544–566.
- Homans, G.C. [1974]: *Social Behavior: Its elementary forms*. Harcourt, Brace, Jovanovich, New York.
- Hunyadi, L.–Mundruczó Gy.–Vita L. [1997]: *Általános statisztika*. Aula Kiadó, Budapest, p. 887
- Jarvis, S–Micklewright, J [1992]: The Targeting of Family Allowance in Hungary. LSE

STICERD Welfare State Programme Discussion Paper, No. 81.

- Jasso, G. [1978]: On the justice of earnings: a new specification of the justice evaluation function. *American Journal of Sociology*, Vol. 83, No 6, pp. 1398–1419.
- Jasso, G. [1980]: A new theory of distributive justice. *American Sociological Review*, Vol. 45, February, pp. 3–32.
- Jasso, G. [1983]: Fairness of individual rewards and fairness of the reward distribution: specifying the inconsistency between the micro and macro principles of justice. *Social Psychology Quarterly*, Vol. 46, No. 3, pp. 185-199.
- Jasso, G.–Rossi, P. H.[1977]: Distributive Justice and Earned Income. *American Sociological Review*, Vol. 42, pp. 639–651.
- Jencks, Ch. [1972]: *Inequality*. Basic Books, New York.
- Jenkins, S. P. [1991]: The measurement of income inequality. In: Osberg L. [szerk., 1991] pp. 3–38.
- Jenkins, S. P. [1995]: Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971–86. *Economica*, Vol. 62, pp. 29–63.
- Kakwani, N. C. [1977]: Applications of Lorenz curves in Economic Analysis. *Econometrica*, Vol. 45, pp. 719–727.
- Kaldor, N. [1960]: *Essays on value and distribution*. Duckworth, London.
- Kapteyn, A.–van Praag, B. [1976]: A new approach to the construction of family equivalence scales. *European Economic Review*, Vol. 7, pp. 313–335.
- Katona, G. [1975]: *Psychological economics*. Elsevier, Amsterdam, p. 438
- Kattuman, P.–G. Redmond [1997]: *Income inequality in Hungary, 1987, 1993*. DAE Working Papers No. 9726., Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Kemény I. [1972]: A magyar munkásosztály rétegződése. *Szociológia*, 1972. 1. sz.
- Kemény I. [1990]: Velük nevelkedett a gép. *Szociológia tanulmányok*. Művelődéskutató Intézet, Budapest, p. 169
- Kertesi G.–Köllő J. [1999]: Economic transformation and the return to human capital. The case of Hungary, 1986–1996. *Budapest working papers on the labour market*, BWP 1996/6, KTI, Budapest.

- Kertesi G.–Köllő J. [2000]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése Magyarországon, 1986–1999. Közgazdasági Szemle, XLVIII. évf. 2001. november.
- Kertesi G.–Köllő J. [2001a]: Ágazati bérkülönbségek Magyarországon. Az OFA/XLV–45/99. Kutatás zárótanulmánya, 2001. január, OFA Munkaügyi Kutatások Szakmai Műhelye, Budapest.
- Kertesi G.–Köllő J. [2001b]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése Magyarországon, 1986–1999: a bérszerkezet átalakulása. Közgazdasági Szemle, XLVIII. Évf., 2001. november.
- Kertesi, G.–Köllő J. [2000]: Wage inequality in East-Central Europe. Budapest working papers on the labour market. BWP, 2000/7, KTI, Budapest.
- Kessides, C.–Davey, K.–Micklewright, J.–Smith, A.–Hinayon, C. [1991]: Hungary: Reform of the Social Policy and Distribution System. The World Bank, Washington.
- Keszthelyiné Rédei M.–Kéki Zs.–König É.–Szabó S.–Szivós P.–Varga Ágnes [1995]: A jövedelemtől függő jóléti ellátások feltételrendszere és működési mechanizmusai. 1995. február
- Keszthelyiné Rédei M.–Kéki Zs.–Szivós P. [1995]: A pénzbeni társadalmi jövedelmek eloszlási jellemzői a különböző jövedelmi és társadalmi csoportokban. TÁRKI, Budapest, 1995. május, Mimeo.
- Keynes, J.M. [1936]: A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete. KJK, Budapest, 1965.
- Kézdi G.–Köllő J. [2000]: Életkor szerinti kereseti különbségek a rendszerváltás előtt és után. In: Király J.–Simonovits A.–Száz J. [szerk., 2000] pp. 27–60.
- Király J.–Simonovits A.–Száz J. [szerk., 2000]: Racionalitás és méltányosság. Tanulmányok Augusztinovics Máriaéna, Közgazdasági Szemle Alapítvány, Budapest.
- Kolosi T. [1987]: Tagolt társadalom. Gondolat, Budapest.
- Kolosi T. [1990]: Egyenlőtlenségtudat nemzetközi összehasonlításban. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy.: Társadalmi riport 1990. TÁRKI, Budapest.
- Kolosi T. [2000]: A terhes babapiskóta. A rendszerváltás társadalmi szerkezete. Osiris Kiadó, Budapest.

- Kolosi T.–Bedekovics I.–Sik E. [1997]: Munkaerőpiac és jövedelmek. In: Sik E.–Tóth I. Gy. [1997]: Az ajtók záródnak (!) Jelentés a Magyar Háztartás Panel V. hullámának eredményeiről. BKE–TÁRKI, Budapest, 1997. január.
- Kolosi T.–Sági M. [1996]: Rendszerváltás és társadalomszerkezet. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1996]: Társadalmi riport 1996. TÁRKI, Budapest.
- Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk., 1998]: Társadalmi riport 1998. TÁRKI, Budapest.
- Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk., 2000]: Társadalmi riport 2000. TÁRKI, Budapest.
- Konrád Gy.–Szelényi I. [1969]: A lakáelosztás szociológiai kérdései. Valóság, Vol. 12, (8) pp. 28–39.
- Konrád Gy.–Szelényi I. [1989]: Az értelmiség útja az osztályhatalomhoz. Budapest:Gondolat
- Kopányi, M. [1989]: Mikroökonómia. Aula, Budapest.
- Kopint-Datorg [2001]: Konjunktúrajelentés 2001/3. A világgazdaság és a magyar gazdaság helyzete és kilátásai 2001 őszén. Kopint-Datorg, Budapest, p. 154
- Kornai J. [1957]: A gazdasági vezetés túlzott központosítása. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Kornai J. [1980]: A hiány. Közgazdasági és jogi könyvkiadó, Budapest.
- Kornai, J. [1992a]: The Socialist System. The Political Economy of Communism. Princeton University Press, Princeton.
- Kornai, J. [1992b]: The post socialist transition and the state: reflections in the light of Hungarian fiscal problems. American Economic Review, 82:2.
- Kornai, J. [1993]: A szocialista rendszer. Kritikai politikai gazdaságtan. HVG Kiadó, Budapest.
- Kovacevic, M. S.–D. A. Binder [1997]: Variance estimates for measures of income inequality and polarization-the estimating equations approach. Journal of Official Statistics, Vol. 13, No. 1.
- Köllő J. [1993]: Tulajdoni átalakulás és munkaerőpiac Magyarországon. Közgazdasági Szemle, 9., pp. 801-814.

- Köllő J. [2000]: Bérek a politikai rendszerváltástól az ezredfordulóig. In: Fazekas [szerk., 2000], pp. 35–145.
- KSH [1990]: Jövedelemeloszlás Magyarországon. Az 1998. évi felmérés adatai. KSH, Budapest.
- KSH [1995]: Kereseti arányok a nemzetgazdaságban, 1994. KSH, Budapest.
- KSH [1998]: Jövedelem eloszlás Magyarországon. 1995, Budapest: KSH
- KSH [1999]: A szegények jellemzői Magyarországon. KSH, Budapest.
- KSH [2000]: Társadalmi helyzetkép, 1999. KSH, Budapest.
- KSH [2000a]: Családi költségvetés 1999. Adattár. Budapest, KSH.
- KSH [2001a]: A jövedelmi szegénység és a segélyezés kapcsolata. Életmód-időmérleg sorozat. KSH, Budapest.
- KSH [2001b]: Foglalkoztatottság és kereseti arányok 1998–2000. (Munkaügyi adattár) KSH, Budapest.
- KSH [é.n.]: Incidence Study 1990. The Hungarian Social Policy Systems and Distribution of Incomes of Households. Paper prepared by an expert team of the Ministry of Finance and of Central Statistical Office, Budapest, Mimeo.
- Kuznets, S. [1955]: Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review* Vol. 65, pp. 1–25.
- Kuznets, S. [1981]: Struktúra és növekedés a modern gazdaságban. In: Gele Anna [szerk., 1981], *Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó*, Budapest, p. 345
- Lackó M. [1995]: Rejtett gazdaság nemzetközi összehasonlításban. *Közgazdasági Szemle*, 52 (5), pp. 486–510.
- Ladányi J. [1975]: A fogyasztói árak és a szociálpolitika. *Valóság*, Vol. 18 (2). pp. 16–29.
- Ladányi J. [1987]: Rétegződés és szelekció a felsőoktatásban. *Valóság*, Vol. 3 (6) pp. 25–43.
- Lambert, P. J. [1993]: *The distribution and redistribution of income. A mathematical analysis.* Manchester University Press, Manchester, p. 304
- Lanjouw, P.–M. Ravallion [1994]: Poverty and household size. *The World Bank Policy Research Working papers*, No. 1332, p. 31.
- Le Grand, J. [1999]: A kormányzati kudarcok elmélete. In: Csaba I.–Tóth I. Gy. [szerk.,

- 1999] pp. 146–164.
- Lelkes O. [1997]: Az állam szociális kiadásai Magyarországon 1988 és 1996 között. TÁRKI, Kézirat.
- Lengyel Gy.–Róbert P. [2000]: A középosztály Közép- és Kelet-Európában. Elméleti és történeti megfontolások. In: Spéder Zs.–Tóth P. P. [szerk., 2000], Budapest, pp. 181–198.
- Lengyel Gy.–Szántó Z. [szerk., 1998]: Tőkefajták: a társadalmi és kulturális erőforrások szociológiája. Aula Kiadó, Budapest.
- Lengyel Gy.–Tóth I. J. [1996]: Az életszínvonallal való elégedettség társadalmi tényezői. Jel–Kép, 1996. 1. sz. pp. 31–46.
- Litchfield, J. A. [1999]: Inequality: methods and tools. Text for World Banks Web Site on Inequality, Poverty and Socio-economic performance:
<http://worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>.
- Lokshin, M.–M. Ravallion [2000]: Short-lived Shocks with long-lived impacts? Household Income dynamics in a transition economy World Bank, Washington, Mimeo.
- Manchin R.–Szelényi I. [1986]: Szociálpolitika az államszocializmusban. Medvetánc, 1986/2-3., pp. 69–112.
- Markus, G. B. [1979]: Analyzing panel data. SAGE University Papers Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 18. p. 72
- Matolcsy M. [1938]: A magyarországi jövedelem- és adótehermegoszlás. Magyar Gazdaságkutató Intézet, Budapest, Idézi Ferge, Zs. [1986]
- Meade, J. E. [1964]: Efficiency, equality and the ownership of property. Allen and Unwin, London, p. 95
- Meade, J. E. [1976]: Principles of Political Economy. Vol. 4. The Just Economy. Allen and Unwin, London, p. 247
- Medgyesi M. [1997]: A kereseti egyenlőtlenséggel kapcsolatos attitűdök változása a rendszerváltás során. Szociológiai Szemle, XLIV. évf. 1997/4. sz., pp. 87–108.
- Medgyesi M.–Sági M.–Szivós P. [1998]: A harmadik kor: Az idősek jövedelmi helyzete és lakáskörülményei. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok. 13. sz.
- Medgyesi M.–Szivós P.–Tóth I. Gy. [1999]: A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és jóléti támogatások. In: Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk.,

- 1999], pp. 60–91.
- Medgyesi M.–Szivós P.–Tóth I. Gy. [2000]: Szegénység és egyenlőtlenségek: generációs eltolódások. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [szerk., 2000], pp. 177–201.
- Merton, R. [1980]: Társadalomelmélet és társadalmi struktúra. Gondolat, Budapest.
- Micklewright, J.–Gy. Nagy [1994]: How does the Hungarian unemployment insurance system really work? EUI Working Paper. ECO, No. 94/11. European University Institute, Florence.
- Milanovic, B. [1998]: Income inequality and poverty during the transition from planned to market economy. The World Bank, Washington D.C.
- Milanovic, B. [1999]: Do more unequal countries redistribute more? Does the median voter hypothesis hold? November, 1999. Mimeo.
- Mincer, J. [1958]: Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, Vol. LXVI, No. 4. August, pp. 281–302.
- Mincer, J. [1970]: The distribution of labor income: a survey with special reference to the human capital approach. *Journal of Economic Literature*, Vol. VIII, March, 1970. pp. 1–26.
- Mincer, J. [1974]: School, experience and earnings. NBER, New York.
- Modigliani, A. [1988]: Életciklus, takarékoság és nemzeti vagyon. In: Modigliani [szerk., 1988]: Pénz, megtakarítás, stabilizáció. KJK, Budapest.
- Mookherjee, D.–Shorrocks, A. F. [1982]: A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *Economic Journal*, 92, pp. 886–992.
- Morduch, J.–T. Sicular [1998]: Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural China. Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, Mimeo, p. 33
- Morris, M.–Bernhardt, A.D.–Handcock, M.S. [1994]: Economic inequality: new methods for new trends. *American Sociological Review*, Vol. 59, April, pp. 205–219.
- Mueller D. C. [1989]: *Public Choice*. Cambridge University Press, Cambridge, Mass.
- Musgrave, P.–Musgrave, R. [1984]: *Public Finance in Theory and Practice*. McGraw-Hill, New York.
- Nagy Gy. [2000]: A nők munkaerő-piaci helyzete Magyarországon. Országos Munkaügyi

- Kutató és Módszertani Központ. Nők és férfiak esélyegyenlősége sorozat, Budapest, 2000. április.
- Neal D.–S. Rosen [1998]: Theories of the distribution of labor earnings. NBER Working Paper Series No. 6378. Kézirat.
- Nozick, R. [1974]: Anarchy, State and Utopia. Basil Blackwell, Oxford, (Első kiadás: 1974).
- OECD [1992]: Employment Outlook 1992. OECD, Paris.
- OECD [1994]: Unemployment in Transition Countries: Transient or Persistent? OECD CCET, Paris.
- OECD [1995a]: Social and Labour Market Policies in Hungary. OECD, Paris.
- OECD [1995b]: Job Study: Implementing the Strategy. OECD, Paris.
- OECD [1996]: Making Work Pay. DEELSA/ELSA/WP1(96)1/FINAL, Paris, 1996.
- OECD [1997]: Implementing the Job Strategy: Member Countries' Experience—Lessons from the review process of Economic and Development Review Committee. Council at Ministerial Level, 26–27 May, 1997, Paris.
- OECD [1999]: Trends in income distribution and poverty in the OECD area. OECD, Paris.
- Ogwang T. [1995]: The economic development-income inequality nexus: Further evidence on Kuznets' U-curve hypothesis. American Journal of Economics and Sociology, 1995/2. April, pp. 217–230.
- Okun, A. [1975]: Equality and efficiency: the bog trade-off. The Brookings Institution, Washington, D.C.
- Olson, M. [1987]: Nemzetek felemelkedése és hanyatlása. Gazdasági növekedés, stagfláció és társadalmi korlátok. KJK, Budapest.
- Osberg, L. [1991]: Economic inequality and poverty: international perspectives. ME Sharpe Armonk New York and London.
- Örkény A.–Székelyi M. [1998]: Igazságosság és legitimitáció. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich. Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1998. Budapest, TÁRKI, pp. 449–571.
- Park, K. H. [1996]: Income inequality and economic progress. American Journal of Economics and Sociology, Vol. 55, No. 1, January, 1996, pp. 87–97.
- Park, K. H. [1998]: Distribution and growth: cross-country evidence. Applied Economics,

Vol. 30, No. 7, pp. 943–949.

- Pattanaik, P.K.–Sengupta, M. [1995]: An Alternative Axiomatization of Sen's Poverty Measure. *Review of Income and Wealth*, 41/1, March 1995, pp. 73–80.
- Paukert, F. [1973]: Income distribution at different levels of development. *International Labour Review*, August–September.
- Pen, J. [1971]: Income distribution. Facts, theories, policies. Praeger: New York, p. 424
- Perotti, R. [1992]: Income distribution, politics and growth. *The American Economic Review. Papers and proceedings*, May, Vol. 82, No. 2, pp. 310–316.
- Persson, T.–G. Tabellini [1994]: Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, June, Vol. 84, No. 3, pp. 600–621.
- Pető I.–Szakács S. [1985]: A hazai gazdaság négy évtizedének története 1945–1985. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Pivetti, M. [1987]: Distribution theories: classical. In: *The New Palgrave Dictionaire of Economics*, MacMillan, London, pp. 872–875.
- Pudney, S. [1994]: Earnings inequality in Hungary: a comparative analysis of household and enterprise survey data. *Economics of Planning*, 27, pp. 251–276., 1994
- Rae, D. *et al.* [1981]: Equalities. Harvard University Press, Cambridge, Mass, p. 210
- Ravallion, M.–S. Chen [1997]: What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? *The World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 2, pp. 357–382.
- Rawls, J. [1972]: *A Theory of Justice*. Oxford University Press, Oxford.
- Redmond, G.–P. Kattuman [1999]: Inequality and polarization in Hungary in transition. Paper prepared for the Phare-Ace Project on Household Welfare and behaviour during transition in Bulgaria, Hungary and Poland. TÁRKI, Budapest, June.
- Róbert P. [1994]: Egyenlőtlenségtudat. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk., 1994]: *Társadalmi riport 1994*, Budapest, TÁRKI, pp. 311–333.
- Róbert P. [1996]: Fogcsikorgatva: a megkeseredett rendszerváltás. *Századvég, Új Folyam*, 2. szám, 1996. ősz, pp. 59–86.
- Róbert P. [2001]: *Társadalmi mobilitás. A tények és vélemények tükrében*. Budapest, Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság, Századvég Kiadó.

- Róbert P. [szerk., 1998]: Társadalmi mobilitás. Új Mandátum, Budapest.
- Róbert P.–Nagy I. [1998]: Újraelosztó állam vagy öngondoskodó polgár? TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 8. sz. Budapest, TÁRKI.
- Roemer, J. E. [1996]: Theories of Distributive Justice. Harvard University Press, Cambridge, Mass, p. 342
- Rose, R.–Ch. Haerpfer [1994]: New democracies barometer III. Studies in Public Policy. Glasgow, University of Strathclyde, 216. sz.
- Rosen, S. [1998]: Emberi tőke. In: Lengyel–Szántó [szerk., 1998], pp. 71–100.
- Rostow, W. W. [1960]: The stages of economic growth. Cambridge University Press, Cambridge.
- Rothbart, E. [1943]: Note on a method of determining equivalent income for families of different composition. In: C. Madge [szerk., 1943]: War-time pattern of saving and expenditure, Cambridge University Press, Cambridge. Idézi Coulter–Cowell–Jenkins [1992a].
- Rowntree, B. S. [1901]: Poverty: A study of town life. Longman, London.
- Roy, A.D. [1950]: The distribution of earnings and individual output. Economic Journal, 60, pp. 489–505.
- Runciman, W.G. [1966]: Relative deprivation and social justice. Routledge and Kegan Paul, London.
- Rutkowski, J. [1999]: Kereseti mobilitás a kilencvenes évek Magyarországon. (Adatok a Magyar Háztartás Panelből) TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 15. sz., TÁRKI, Budapest.
- Rutkowski, J. [2001]: Earnings mobility during the transition: the case of Hungary. MOCT–MOST 11, 2001. szeptember 16., pp. 68–89.
- Sági M. [1996]: Egyenlőtlenségek és egyenlőség tudat. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy [1996]: Társadalmi riport 1996, Budapest, TÁRKI, pp. 528–561.
- Sági M. [1999]: Szubjektív anyagi helyzet és vonatkoztatási csoportok. In: Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk., 1999], pp. 193–217.
- Sági M. [2000]: Az anyagi helyzettel való elégedetlenség és a vonatkoztatási csoportok. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. [2000]: Társadalmi riport 2000. Budapest, TÁRKI,

pp. 260–297.

Sági M. [2001]: Elégedettség, jövedelmi feszültség. In: Szivós–Tóth [szerk.]: Tíz év. TÁRKI Monitor Jelentések. Budapest, TÁRKI, 2001. december, pp. 148–164.

Scarpetta, S.–T. Raymond [1995]: The policy challenge of persistent unemployment in Hungary: lessons from experience. Paper presented at the Technical Workshop on Policies for the Long-term Unemployed in Hungary. OECD–Hungarian Ministry of Labour, Budapest.

Schumpeter, J. [1984]: A gazdasági fejlődés elmélete. KJK, Budapest.

Seidl, Ch. [1988]: Poverty measurement: a survey. In: Bös, D.–M. Rose–Ch. Seidl [szerk., 1988], pp. 71–147.

Sen, A. [1973]: On Economic Inequality. Clarendon Press, Oxford, p. 118

Sen, A. [1987]: Justice. In: The New Palgrave Dictionaire of Economics, MacMillan, London, pp. 1039–1043.

Sen, A. [1992]: Inequality reexamined. Russel Sage Foundation, New York–Oxford, p. 207

Sen, A. [1999]: A jövedelemelosztás etikai kérdései: Nemzeti és nemzetközi szinten. In: Csaba–Tóth [szerk., 1999], pp. 195–218.

Sewell, W. H.–R. Hauser [1975]: Education, occupation and earnings. Achievement in the early career, Academic Press, New York.

Shanahan, S. E.–N. B. Tuma [1994]: The Sociology of Distribution and Redistribution. In: Smelser, N.–Swedberg, R. [szerk., 1994]: Handbook of Economic Sociology. Princeton University Press, Princeton.

Shepelak, N. J.–Alwin, D. F. [1986]: Beliefs About Inequality and Perceptions of Distributive Justice. American Sociological Review, Vol. 51. February, pp. 30–46.

Shorrocks A. F. [1982]: Inequality decomposition by factor components. Econometrica, Vol. 50. No. 1. January, pp. 193–211.

Shorrocks, A. [1978]: Income inequality and income mobility. Journal of economic theory, 19, pp. 376–393.

Shorrocks, A. [1980]: The class of additively decomposable inequality measures. Econometrica, Vol. 48, No. 3, April, pp. 613–625.

- Shorrocks, A. [1987]: Inequality between persons. In: The New Palgrave Dictionaire of Economics. MacMillan, London, pp. 821–824.
- Sik E. [1998]: Nagytmondás és eltagadás. In: Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk., 1998], pp. 223–230.
- Sik E.–Tóth I. Gy. [szerk., 1996]: Társadalmi páternoszter 1992–1995. Jelentés a Magyar Háztartás Panel IV. hullámának eredményeiről, Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok 7. sz. BKE Szociológia Tanszék–KSH–TÁRKI, Budapest, január.
- Sik E.–Tóth I. Gy. [szerk., 1997]: Az ajtók záródnak?! Jelentés a MHP V. hullámának eredményeiről. Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok 8. sz. BKE Szociológia Tanszék–TÁRKI, Budapest.
- Sik E.–Tóth I. Gy. [szerk., 1998]: Zárótanulmány. Jelentés a MHP VI. hullámának eredményeiről. BKE Szociológia Tanszék–TÁRKI, február.
- Sik E.–Tóth, I. Gy. [szerk., 1992]: Jelentés a Magyar Háztartás Panel I. hullámának eredményeiről. Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok, 1. sz., BKE Szociológia Tanszék–TÁRKI, Budapest, december.
- Sik E.–Tóth, I. Gy. [szerk., 1993]: Egy év után ... Jelentés a Magyar Háztartás Panel II. hullámának eredményei alapján. Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok 3. sz., BKE Szociológia Tanszék–TÁRKI, Budapest, december.
- Simkus, A.–Róbert, P. [é.n.]: Egalitarianism and Stratification Under a Mixed Socialist Economy: The Case of Hungary Working Group for Comparative Social Studies. Vanderbilt University, Working Paper, pp. 1–89.
- Sipos, S.–I. Gy. Tóth [1988]: Poverty alleviation: social assistance and family benefits. In: Bokros L.–J.-J. Dethier [szerk.], pp. 287–316.
- Smeeding, T.–Gottschalk, P: [1995]: The international evidence on income distribution in modern economies: where do we stand? LIS Working Paper, No. 135.
- Smeeding, T.–P. Saunders–J. Coder–S. Jenkins–J. Fritzell–A. Hagenaars–R. Hauser–M. Wolfson [1993]: Poverty, inequality and family living standard impacts across seven nations: the effects of non-cash subsidies for health, education and housing. Review of Income and Wealth, September, pp. 229–256.
- Spéder Zs. [2000a]: A foglalkozási rétegek átértékelődése? Adalékok az átmenet utáni

- magyar társadalom rétegződéséhez. In: Spéder Zs.–Tóth P. P. [szerk., 2000], pp. 197–222.
- Spéder Zs. [2000b]: Hungary: getting better and becoming dissimilar. In: Stanovnik, T.–N. Stropnik–Ch. Prinz [szerk., 2000], pp. 53–95.
- Spéder Zs. [2000c]: A szegénység dinamikája Magyarországon. Tények, megközelítések, értelmezések. BKÁE Szociológia Tanszék, Budapest, PhD értekezés.
- Spéder Zs. [2000d]: Az inaktívok tagolódása Magyarországon. In: Elekes Zs.–Spéder Zs. [szerk., 2000], pp. 69–98.
- Spéder Zs. [2002]: A szegénység változó arcai. Tények és értelmezések. Budapest, Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó.
- Spéder Zs.–Monostori J. [2001]: Mozaikok a gyermekszegénységről. Népeségtudományi Kutató Intézet, Kutatási Jelentések, 69. sz. Budapest.
- Spéder Zs.–Paksi B.–Elekes Zs. [1998]: Anómia és elégedettség a 90-es évek elején. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich. Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1998. Budapest, TÁRKI, pp. 490–513.
- Spéder Zs.–Tóth P. P. [szerk., 2000]: Emberi viszonyok. Cseh-Szombathy László tiszteletére. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó, Budapest.
- Spéder, Zs. [1998]: Poverty dynamics in Hungary during the transformation. *Economics of Transition*, Vol. 6 (1), pp. 1–21.
- Sprout, R. [1995]: Poverty and Getting By in Russia. LIS/AID/US Census Bureau Conference on Economic Hardship and Social Protection in Central and Eastern Europe. Luxembourg, July, 1995. Mimeo.
- Stanovnik, T.–N. Stropnik–Ch. Prinz [szerk., 2000]: Economic well-being of the elderly. A comparison of five European countries. Ashgate, 2000, Aldershot.
- Stiglitz, J. [1988]: *The economics of the public sector*. 2nd Edition, Norton, New York and London.
- Szalai J. [1990]: Néhány gondolat a szegénységről és létminimumról. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy [szerk., 1990], pp. 418–430.
- Szalai J. [1998]: *Uram! A jogaimért jöttem!* Új Mandátum Kiadó, Budapest, p. 415
- Szántó J. [1995]: A magyar háztartások vagyoni helyzetének és fogyasztásának összefüggése a jövedelemmel. Kutatási beszámoló a Pénzügyminisztérium számára. TÁRKI, Budapest,

Kézirat.

- Szelényi, I. [1978]: Social inequalities under state socialist redistributive economies. *International Journal of Comparative Sociology*, 1–2., pp. 61–87.
- Szelényi, I. [1983]: *Urban inequalities under state socialism*. Oxford University Press, Oxford.
- Szivós P. [1994a]: Jövedelmek és jövedelemegyenlőtlenségek alakulása az utóbbi néhány évben. *INFO-Társadalomtudomány* 28. sz., pp. 21–29.
- Szivós P.–Kéki Zs. [1995]: A jövedelem és fogyasztás egyenlőtlensége. Kutatási beszámoló a Pénzügyminisztérium számára, TÁRKI, Budapest.
- Szivós P.–Tóth I. Gy [szerk, 2001]: *Tíz év. TÁRKI Monitor jelentések*. TÁRKI, Budapest.
- Szivós P.–Tóth I. Gy. [1998]: A jóléti támogatások és a szegénység Magyarországon, 1992–97. *TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok*. 5. sz., TÁRKI, Budapest, p. 55
- Szivós P.–Tóth I. Gy. [2000]: A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és a jóléti támogatások. In: Szivós P.–Tóth I. Gy. [2000]: *Növekedés alulnézetben*. TÁRKI Monitor Jelentések, TÁRKI, Budapest.
- Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk. 2000]: *Növekedés alulnézetben*. TÁRKI, Budapest, december.
- Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk., 1998]: *Társadalmi tény-kép 1998*. TÁRKI Monitor jelentések, TÁRKI, Budapest, december, p. 242
- Szivós P.–Tóth I. Gy. [szerk., 1999]: *Monitor, 1999*. TÁRKI Monitor jelentések, TÁRKI, Budapest, december, p. 271
- Szivós, P. [1994b]: *The evolution of poverty in Hungary 1987–1992*. Mimeo.
- Szivós, P. [1995]: *Profile of Poverty in 1993*. Mimeo.
- Szulc, A. [1996]: *Economic Transition and Poverty: The Case of the Vysehrad Countries*. LIS Working Paper No. 138.
- TÁRKI [1995]: *A családi pótlék jövedelemtől függő kiegészítésének tapasztalatai 1994-ben, előrejelzés 1995-re*. Kutatási beszámoló a Népjóléti Minisztérium számára. TÁRKI, Budapest, május.
- TÁRKI [1997]: *Gazdasági aktivitás vagy szociális támogatások? A jóléti újraelosztás megváltozott keretfeltételei*. Kutatási jelentés a Népjóléti Minisztérium megrendelésére,

Budapest, TÁRKI.

- Theil, H. [1970]: Közgazdaságtan és információelmélet. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, p. 501
- Tímár J. [1994]: A foglalkoztatás és munkanélküliség sajátosságai a poszt szocialista országokban. Közgazdasági Szemle, XLI:7–8. sz., pp. 633–647.
- Tinbergen, J. [1956]: On the theory of income distribution. Welwirtschaftliches Archiv, Vol. 77, No. 2, pp. 155–173.
- Tinbergen, J. [1975]: Income distribution. Analysis and policies. Elsevier, Amsterdam, p. 170
- Tóth I. Gy. [1990]: Társadalmi problémákra és a szociálpolitikára vonatkozó vélemények a magyar társadalomban. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1990. TÁRKI, Budapest, pp. 447–474.
- Tóth I. Gy. [1991a]: A társadalmi (elosztási) igazságosság problémája. Szociológiai Szemle, 1991/1. sz.
- Tóth I. Gy. [1991b]: Az igazságos jövedelemeloszlással kapcsolatos attitűdök vizsgálata. Budapest, 1991. április, BKE Szociológia Tanszék, Kézirat.
- Tóth I. Gy. [1994a]: A jóléti rendszer az átmenet időszakában (The Hungarian Welfare system in the period of transition). Közgazdasági Szemle, XLI:4. sz., pp. 313–340.
- Tóth I. Gy. [1994b]: „Változások a szociálpolitikai rendszerben: biztosítás, állampolgári jog, vagy segélyezés?” In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1994. TÁRKI, Budapest, pp. 270–292.
- Tóth I. Gy. [1994c]: A társadalom- és szociálpolitika közgazdasági és szociológiai elemzésének problémái. Kutatási előtanulmány az OTKA T 013671 számú kutatás keretében. Témavezető: Semjén András.
- Tóth I. Gy. [1994d]: A jóléti programok szerepe a szegénység enyhítésében. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1994. pp. 107–136.
- Tóth I. Gy. [1994e]: A háztartások jövedelmi szerkezete és kiadásai. In: Tóth. I. Gy [szerk., 1994], pp. 41–55.
- Tóth I. Gy. [1996a]: Államháztartási reform és szociálpolitika. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. [szerk.]: Társadalmi riport 1996., TÁRKI–Századvég, Budapest, pp. 198–237.

- Tóth I. Gy. [1996c]: Employment and unemployment in Hungary. Mannheim Zentrum für Europäische Sozialforschung, Mimeo.
- Tóth I. Gy. [1999]: Előrejelzés a társadalmi ranglétrán: egy magyarázatkiértés. In: Spéder Zs.–Tóth P. [szerk., 2000] pp. 223–246.
- Tóth I. Gy. [2001]: Jövedelemeloszlás a kilencvenes években. In: Szivós P.–Tóth I. Gy (szerk, 2001): Tíz év. TÁRKI Monitor jelentések. TÁRKI, Budapest, pp. 9–30.
- Tóth I. Gy. [szerk., 1994]: Társadalmi átalakulás 1992–94. Jelentés a Magyar Háztartás Panel III. hullámának eredményeiről. BKE–KSH–TÁRKI, Budapest, december.
- Tóth, I. Gy. [1992]: Attitudes towards „just” earnings differentials in eight countries. Paper presented to the 1992 conference of the Hungarian Sociological Association, Budapest, 17–18 October, 1992, Mimeo.
- Tóth, I. Gy. [1996b]: Evaluating Hungarian income inequalities: the role of labor markets and social policies. *Acta Oeconomica*, Vol. 48, No. 3–4, pp. 415–445.
- Tóth, I. Gy.–R. Andorka–M. Förster–Zs. Spéder [1994]: Poverty, Inequalities and the Incidence of Social Transfers in Hungary 1992–1993. TÁRKI, Budapest.
- UNDP [1997]: Human Development Report. Oxford University Press, Oxford.
- UNDP–MTA VK [é.n.]: Az emberi erőforrások jellemzői Magyarországon, 1999. UNDP–MTA Világgazdasági Kutató Intézet, Budapest.
- UNICEF [1993]: Public policy and social conditions. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report, No. 1. November, p. 89
- UNICEF [1994]: Crisis in mortality, health and nutrition. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report No. 2. August, p. 110
- UNICEF [1995]: Poverty, children and policy. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report, No. 3, p. 155
- UNICEF [1997]: Children at risk in Central and Eastern Europe. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report, No. 4, p. 170
- UNICEF [1999]: Women in transition. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report, No. 5.
- Valentiny Á. [1995]: Endogén növekedésmélet. Áttekintés. *Közgazdasági Szemle*, XLII. évf., 6. sz., pp. 582–594.

- van de Walle, D.–K. Nead [szerk., 1995]: *Public Spending and the Poor. Theory and evidence*. Published for the World Bank. The Johns Hopkins University Press, Baltimore, p. 619
- van de Walle, D.–M. Ravallion–M. Gautam [1994]: *How well does the social safety net work? The incidence of cash benefits in Hungary, 1987–1989*. LSMS Working Papers, No.102, The World Bank, Washington D.C.
- Varga J. [1998]: *Oktatás-gazdaságtan. Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest.
- Večerník, J. [1996]: *Markets and People. The Czech Reform Experience in a Comparative Perspective*. Aldershot, Avebury. Publ.
- Vecernik, J. [1996]: *Markets and people. The Czech Reform Experience in Comparative Perspective*, Avebury, p. 294
- Vecernik, J. [2001a]: *Earnings disparities in the Czech Republic: evidence from the past decade and cross-national comparison*. The William Davidson Institute, Working Paper, No. 373., May.
- Vecernik, J. [2001b]: *From needs to the Market: Changing inequality household income in the Czech transition*. The William Davidson Institute, Working Paper, No. 370., April.
- Willis, R. [1986]: *Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions*. In: Ashenfelter, A.–R. Layard [szerk.,1986], Ch. 10., pp. 525–602.
- Wolf, Ch. [1979]: *A theory of non-market failures*. *Journal of Law and Economics*, 22., pp. 107–140.
- Wolfson, M. C. [1994]: *When inequalities diverge*. *The American Economic Review Papers and Proceedings*, May, Vol. 84., No. 2., pp. 353–358.
- Wolfson, M. C. [1997]: *Divergent inequalities: theories and empirical results*. *Review of income and wealth Series*, 43. No., 4. December, pp. 401–421.
- World Bank [1994]: *Averting the old age crisis. Policies to protect the old and to promote growth*. Oxford University Press, Oxford.
- World Bank [1995]: *Hungary. Poverty and Social Transfers*. World Bank Country Study, Washington D.C.
- World Bank [1996]: *From plan to market*. The World Bank, Washington D.C.

- World Bank [2000a]: World Development Report 2000/2001: Attacking poverty. University Press, Oxford.
- World Bank [2000b]: Making transition work for everyone: Poverty and inequality in Europe and Central Asia. The World Bank, Washington D.C.
- World Bank [2001]: Hungary Long-term Poverty, Social Protection and the Labor Market. Report No. 20645-Hu. World Bank, Washington D. C..
- Wright, E. O. [1979]: Class Structure and Income Determination. New York, Academic Press.
- Wright, E. O. [1987]: Inequality. In: The New Palgrave Dictionaire of Economics. MacMillan, London, pp. 815–819.
- Wright, E. O. [1999]: Általános keretrendszer az osztálystruktúra értelmezéséhez. In: Angelusz R. [szerk.]: A társadalmi rétegződés komponensei. Budapest, Új Mandátum Kiadó, pp. 178–223.
- Wrong, D. [1961]: The oversocialized concept of men in modern sociology. American Sociological Review, XXVI. évf., pp. 184–193.

