

**A MAGYAR HÁZTARTÁSOK JÖVEDELMI-KIADÁSI  
EGYENLŐTLENSÉGEI ÉS MOBILITÁSA  
1993–1998**

KAPITÁNY ZSUZSA – MOLNÁR GYÖRGY

Magyar Tudományos Akadémia  
Közgazdaságtudományi Kutatóközpont

Budapest

KTK/IE Műhelytanulmányok 2001/15.

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont

Műhelytanulmányaink célja a kutatási eredmények gyors közzétevése és vitára bocsátása. A sorozatban megjelent tanulmányok további publikációk anyagául szolgálhatnak.

## **A magyar háztartások jövedelmi-kiadási egyenlőtlenségei és mobilitása 1993–1998**

Szerzők: Kapitány Zsuzsa, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos főmunkatársa. Cím: 1112 Budapest, Budaörsi út 45. Telefon: 309-2660 Fax: 319-3136 E-mail: kapitany@econ.core.hu

Molnár György, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos főmunkatársa. Cím: 1112 Budapest, Budaörsi út 45. Telefon: 309-2644 Fax: 319-3136 E-mail: molnar@econ.core.hu

Készült az OTKA által támogatott, „A magyar háztartások költségvetésének struktúrái, a háztartások fogyasztói magatartásának alaptípusai” című kutatás és a CERGE-EI/World Bank *Global Development Network 2001 Research Competition* programja keretében.

Kiadja az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont; Budapest, 2001.

A megjelenéshez pénzügyi segítséget nyújtott  
a Magyar Közgazdász Alapítvány

**KAPITÁNY ZSUZSA – MOLNÁR GYÖRGY**

**A MAGYAR HÁZTARTÁSOK JÖVEDELMI-KIADÁSI  
EGYENLŐTLENSÉGEI ÉS MOBILITÁSA, 1993-1998**

***Kivonat***

Tanulmányunk a magyar háztartások jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségeit, valamint mobilitási mutatóit elemzi az 1993–95 és az 1996–98-as időszakokban, a KSH HKF adatbázisából létrehozott panel adatbázis segítségével. A panel adatállományt – mely jelenleg az egyetlen nagyméretű és átfogó, valamint folyamatosan tovább épülő háztartás panel Magyarországon – az előállítás módszertanára utalva Magyar Rotációs Háztartás Panelnek (MRHP), röviden Rotációs Panelnek neveztük el. A tanulmányban részletesen beszámolunk a panel előállításával kapcsolatos módszertani kérdésekről.

Köztudott, hogy az átmeneti gazdaságokban az átmeneti időszak kezdetén növekedtek a jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek. A magyar háztartások jövedelmeit és kiadásait elemző kutatások az egyenlőtlenségek növekedése mellett többnyire a mobilitás nagy mértékű növekedését is kimutatták. Az átmenet kezdeti időszakában ugyanis a háztartásokat olyan stimulusok érték, melyek a jövedelmek és a kiadások ingadozásához, ezzel a mobilitás növekedéséhez vezettek. A Rotációs Pannellel végzett kutatásaink eredményei azt mutatják, hogy néhány év elteltével a helyzet jelentősen megváltozott. A kilencvenes évek második felében a magyar háztartások jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségei nem növekedtek tovább, hanem stabilizálódtak. 1993 és 1996 között a legtöbb mutató esetében nagyon csekély egyenlőtlenség-növekedés érzékelhető. A különböző egyenlőtlenség paraméterek összevetése arra utal, hogy az egyenlőtlenségek csak a skála két szélén növekedtek némileg, a skálán belül azonban nem történt változás. 1996 és 1998 között ez a folyamat is megállt. Meglepő eredmény, hogy a kiadási egyenlőtlenségek szintje lényegesen magasabb, mint a jövedelmi egyenlőtlenségeké. Azt is hangsúlyoznunk kell, hogy az egyenlőtlenségek stagnálása a reáljövedelmek és a reálkiadások nagy mértékű átlagos csökkenése mellett zajlott le.

Az egyenlőtlenségek stagnáló szintje ráadásul mind a jövedelmek, mind pedig a kiadások esetében, időben csökkenő mobilitással párosul, ami magyarázata lehet az egyenlőtlenségek stabilizálódásának is. Ez a folyamat minden jövedelmi és kiadási decilis esetén megfigyelhető. Különösen erős

immobilitás mutatható ki a jövedelmi és kiadási skálák alján, a szegényeknek egyre kisebb esélyük van arra, hogy helyzetükön javíthassanak.

Viszonylag alacsony, csökkenő mobilitási mutatók mellett a jövőben nem várható az egyenlőtlenségek csökkenése, így ez a folyamat a háztartások jövedelmi és kiadási pozícióinak stabilizálódásához vezethet. Eredményeink azt mutatják, hogy míg az átmenet kezdeti időszakában a háztartások jövedelmi és kiadási pozíciójának átrendeződése általános volt és gyorsuló ütemben zajlott, addig az általunk vizsgált időszakban ez a folyamat erőteljesen lelassult, a kilencvenes évek végén pedig lezárulóban van.

**ZSUZSA KAPITÁNY – GYÖRGY MOLNÁR**  
**INCOME-EXPENDITURE MOBILITY AND INEQUALITIES**  
**OF HUNGARIAN HOUSEHOLDS 1993-1998**

*Abstract*

This paper is concerned with how the level of inequalities and the trend of mobility of household income and expenditure changed in Hungary in periods of 1993–95 and 1996–98. Our results rely on a rotating panel data set called Hungarian Rotating Panel created from the Household Budget Surveys of Central Statistical Office of Hungary. The paper gives a detailed description of the methodology of rotating panel data set creation, because this data set is currently the only comprehensive and large-sized household panel in Hungary.

It is very difficult to make statements about the trend of movements and changes over the whole period of transition. It is a commonplace that at the beginning of transition income inequality rose enormously. At the same time an overall and continuous decline in the purchasing power of incomes was observable. According to the first and pioneer Hungarian panel investigations, there was a great deal of income mobility from one year to the next. Thus, large numbers of households were able to improve their relative positions, and, although other households became worse off, for most of these the deterioration was only transitory.

According to our investigation based on the rotating panel data, neither the income, nor the expenditure inequalities have risen, over the period of 1993–95 and of 1996–98; the majority of the inequality variables have stagnated and been stabilised. Surprisingly and also contrary to the previous panel investigations, the size of expenditure inequalities is much higher than that of income ones.

Moreover, the stagnating size of inequalities is coupled with decreasing mobility of income and expenditure, giving a possible explanation for stabilisation of inequalities. Both income and expenditure mobility were definitely reduced, more and more household stayed in the same groups, in the same income and expenditure positions. These phenomena can be observed in all income and expenditure groups. In the case of the lowest deciles, the immobility is particularly high, the poor people have less chance to improve their positions. The relatively low and decreasing

mobility can stabilise the positions of majority of households, and the reduction of inequalities can be less likely in the future.

Has mobility offset the increase in inequality? Has mobility rate begun to decline as transition progressed and has it decreased without decreasing inequalities? We can not answer these question yet and we do not know the impact of mobility changes on inequalities. It is well known that a relatively high level of mobility has strong side-effects. While it can reduce inequalities, it can also increase volatility and insecurity. A lower level mobility is also a mixed blessing. While it can reduce volatility and insecurity, it can stabilise and fix the income and expenditure positions of households for a long time.

## 1. BEVEZETÉS

A kelet- és közép-európai gazdaságok jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségeit elemző kutatások szinte minden átmeneti gazdaságban kimutatták az egyenlőtlenségek növekedését és azt az átmenet későbbi szakaszára is prognosztizálták. A jövedelmek és a kiadások mobilitásával, illetve a mobilitásoknak az egyenlőtlenségekre gyakorolt hatásával kapcsolatban azonban korántsem egybehangzóak a vélemények. A kutatók megegyeznek abban, hogy a gazdasági átmenet elején növekedett a jövedelmek és a kiadások mobilitása, de az átmenet előrehaladtával a mobilitási ütem már csökkenni látszik, azaz egyre nehezebb a relatív jövedelmi és a kiadási pozíciók javítása. Az átmenet elején még növekvő mobilitás ráadásul mellékhatásokkal járt együtt. Egyesek számára lehetővé tette a jövedelmi és kiadási pozícióik javítását, mások számára viszont a növekvő mobilitás a jövedelmek ingadozását, kiszámíthatatlanságát, így létbizonytalanságot eredményezett.

A pozíciók javulása is sokszor átmenetinek bizonyult, mivel azok közül sokan, akik az időszak elején javítottak pozíciójukon, a későbbiekben visszatértek eredeti helyzetükbe. A kérdés tehát az, hogy az átmenet kezdetén kialakult viszonylag magas mobilitás a későbbiekben mérséklődik-e, és a mobilitás esetleges csökkenésével párhuzamosan hogyan alakul a jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek szintje és időbeli trendje.<sup>1</sup> Az egyenlőtlenségek és a mobilitás alakulását az is színezi, hogy az egész folyamat a háztartások összes jövedelmének és kiadásainak nagyarányú csökkenése mellett zajlott le. Így a relatív pozíciók esetleges javulása sok esetben csupán annyit jelentett, hogy az adott háztartás képes volt a korábbi szinten tartani reáljövedelmét és reálkiadását.

A magyar háztartások jövedelmeit és kiadásait a kilencvenes évek elején elemző kutatások szintén megállapították, hogy mind a jövedelmek, mind a kiadások színvonalában növekedett a háztartások közötti egyenlőtlenség. Kutatásunk egyik alapkérdése éppen ezért az volt, hogy az átmenet későbbi szakaszában vajon a háztartások közötti egyenlőtlenségek tovább nőttek-e, illetve hogyan alakul az időben a jövedelmi és a kiadási egyenlőtlenségek változásának egymáshoz viszonyított trendje.

---

<sup>1</sup> Lásd erről *Atkinson–Micklewright* (1992) és *Milanovic* (1998, 1999) átfogó munkáit, valamint *Pudney* (1994) és *Rutkowski* (1999, 2001), a magyarországi keresetek egyenlőtlenségeivel és mobilitásával foglalkozó konkrét kutatásait.

A kutatás másik alapkérdése az egyenlőtlenségek dinamikájában kialakult változások magyarázatára vonatkozott. Többféle megközelítésben vizsgáltuk a háztartások jövedelmi és kiadási mobilitását, azaz a háztartások jövedelmi és kiadási pozíciójában bekövetkezett változásokat, azzal a céllal, hogy képet kapjunk a mobilitások változásának az egyenlőtlenségek változására gyakorolt esetleges hatásáról.

Eredményeink rövid tartalmi ismertetésekor azt kell kiemelnünk, hogy panel adatbázisunkkal végzett számításaink keretein belül sikerült bizonyítanunk, hogy a kilencvenes évek közepén a magyar háztartások jövedelmi és kiadási polarizációja megtorpant és lényegesen lelassult. Az általunk vizsgált 1993–1998-as időszakban a jövedelmi és a kiadási egyenlőtlenségek nem növekednek az időben, hanem kisebb-nagyobb ingadozásokkal inkább stabilizálódnak. A jövedelmi és a kiadási egyenlőtlenségek mértéke igen eltérő, nevezetesen a kiadási egyenlőtlenségek szintje lényegesen magasabb, mint a jövedelmi egyenlőtlenségeké. A stagnáló polarizáció viszont, szemben a rendszerváltás utáni évekkel, csökkenő aggregált háztartási jövedelemmel és kiadással, valamint növekvő jövedelmi és kiadási immobilitással párosul, mely immobilitás az egyenlőtlenségek további stabilizálódásához, vagy növekedéséhez vezethet. Ez a folyamat nemcsak az alacsonyabb jövedelmi és kiadási decilisekbe eső háztartásoknál, hanem a magasabb decilisekbe tartozóknál is megfigyelhető.

Számításaink tehát azt mutatják, hogy a magyar háztartások jövedelmi és kiadási pozícióinak átrendeződési folyamata a rendszerváltás utáni kezdeti időszak felgyorsulása után az általunk vizsgált időszakban erőteljesen lelassult, és napjainkban valószínűleg végleg lezárulóban van. A kialakult, viszonylag alacsony és egyre mérséklődő mobilitási szint mellett az egyenlőtlenségek csökkenése már nem várható, a következő években inkább a jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek stagnálása vagy növekedése valószínűsíthető.

Magyarországon a kilencvenes években a háztartások jövedelmeivel és kiadásaival foglalkozó vizsgálatok két nagy, átfogó adatbázist használhattak fel, egyrészt a KSH háztartás-statisztikai felvételét, másrészt a TÁRKI Magyar Háztartás Panel (MHP) vizsgálatát. A TÁRKI MHP adatbázis felhasználásával számos tanulmány és cikk készült, ezek közül a teljesség igénye nélkül csak azokat említjük meg, amelyek longitudinális elemzésekről számolnak be, és jelen elemzésünk szempontjából is relevánsak. Ezek a tanulmányok a jövedelmi és kiadásbeli különbségek méréséhez, a változások mértékének és irányának megállapításához az általunk használt adatbázistól és részben a módszertantól is eltérő, de fogalmi és mérési apparátusunkhoz hasonló kutatási eszközöket



használtak<sup>2</sup>. Lényegesen kevesebben használták a jövedelmi egyenlőtlenségek méréséhez, időbeli változásának nyomon követéséhez a KSH Háztartási Költségvetési Felvételének (HKF) adatállományát<sup>3</sup>, vélhetően elsősorban annak nem panel volta miatt.

A TÁRKI MHP, mely elsősorban a jövedelmi adatok felvételére koncentrált, 1997-ben lezárult, azóta nincsenek panel jellegű magyar háztartási adatok. Munkánk során a KSH HKF-ből kiindulva létrehoztunk egy, az 1993–1995 és az 1996–1998 közötti időszakokra vonatkozó panel adatállományt<sup>4</sup>. Ezt az adatállományt – melynek részletes leírása a tanulmány Függelékében található – a továbbiakban, előállítási módjára is utalva, *Magyar Rotációs Háztartás Panelnek* (vagy röviden *Rotációs Panelnek*) nevezzük.

Mint említettük, a korábbi elemzések egybehangzóan arra az eredményre jutottak, hogy az átmenet első időszakában, a kilencvenes évek elején, Magyarországon növekedtek a jövedelmi egyenlőtlenségek. A TÁRKI vizsgálatai szerint<sup>5</sup> az évtized közepén érzékelhető stagnálás, enyhe növekedés után 1996-tól kezdődően ismét szignifikánsan nőttek a jövedelmi egyenlőtlenségek. Tanulmányunk egyik legfontosabb megállapítása, hogy a Rotációs Panel alapján végzett számítások ezt a megállapítást nem támasztják alá. Az 1993-1996 között, elsősorban a jövedelmi skála két szélén kimutatható csekély egyenlőtlenség-növekedést az 1996-1998 közötti időszakban stagnálás követi. Hasonló állítható a kiadási egyenlőtlenségekről is. Eltérően a TÁRKI-panel eredményeitől, a Rotációs Panel kiadási egyenlőtlenségei mindvégig magasabbak a jövedelmek egyenlőtlenségeinél. Mindehhez hozzá kell tennünk, hogy a TÁRKI adatai alapján számított jövedelmi egyenlőtlenségi mérőszámok mindvégig jelentősen meghaladják a Rotációs Panel révén kapottakat.

A tanulmány másik fő témája a jövedelmi és kiadási mobilitás vizsgálata: a különböző jövedelmi (kiadási) decilisekbe tartozó háztartások képesek-e változtatni relatív pozícióikon. Egyértelműen megállapítható, hogy elsősorban a vizsgált időszak második felében, 1996 és 1998 között, jelentősen csökkent ez a fajta mobilitás. Különösen erős immobilitás

<sup>2</sup> Czeglédi–Sik (1996), Galasi (1998), Medgyesi–Szívós–Tóth (2000), Rutkowski (1999–2001), Lokshin–Ravallion (2000) Sik–Tóth (1997), Spéder (1996), Spéder (1998), Spéder–Habich (1998), Szívós–Tóth (1998), Tóth (1995), Tóth–Andorka–Förster–Spéder (1994).

<sup>3</sup> Elsősorban Collins–Redmond (1997), Kattuman–Redmond (1997, 2001), Redmond–Kattuman (2001).

<sup>4</sup> Az 1993–1995 közötti panelről lásd Kapitány–Keszthelyiné Rédei–Molnár (1999).

<sup>5</sup> Lásd Medgyesi–Szívós–Tóth (2000)

mutatható ki a jövedelmi skála alján: a szegényeknek egyre kisebb az esélyük arra, hogy helyzetükön javítsanak.

A következőkben először röviden ismertetjük a felhasznált adatállomány legfontosabb jellemzőit. Ezt követi a kapott állomány néhány – témánk szempontjából különösen fontos – jellemzőjének összevetése egyrészt a KSH HKF, másrészt a TÁRKI MHP, illetve a Háztartás Monitor jellemzőivel. Ez az összevetés különösen fontos az előbbieken említett eltérések miatt is. Ezután bemutatjuk az egyenlőtlenségek változását különböző mérőszámok alapján. A tanulmányt a jövedelmi és kiadási mobilitás vizsgálata, illetve az adatállomány előállításának részleteit tartalmazó Függelék zárja.

## 2. AZ ADATÁLLOMÁNYOK RÖVID ISMERTETÉSE

A korábbi években egyetlen átfogó háztartás-panel adatfelvétel született Magyarországon, a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem és a TÁRKI által készített Magyar Háztartás Panel<sup>6</sup>. Ez a követéses panel adatfelvétel 6 hullámban, 1992 és 1997 között zajlott le. Indulásakor 2059, lezárultakor 1392 háztartást tartalmazott. A Magyar Háztartás Panel lezárulta után új panel adatfelvétel nem indult.

A Központi Statisztikai Hivatal Háztartási Költségvetési Felvételei több mint 50 éves múltra tekintenek vissza. 1983-ig minden évben, 1983–1993 között minden páratlan évben, majd 1993-tól ismét minden évben készülnek ilyen felmérések. Az adatfelvétel fontos jellemzője, hogy nem csupán utólagos kérdezéssel, hanem részben naplővezetéssel alapul és igen részletes kiadási adatokat tartalmaz. 1993-tól kezdődően elvileg (a gyakorlatban nem mindig) a megkérdezett háztartások harmada évenként rotálódik, következésképpen a háztartásoknak mintegy egyharmada-egynegyede 3 évig szerepel a felvételben.

A nyolcvanas évek végén és a kilencvenes évek elején létrejött HKF állományok felhasználásával már korábban is történtek igen színvonalas kísérletek a HKF panelesítésére és erre alapozott elemzésre<sup>7</sup>. Eredményeik

<sup>6</sup> Eredményeiről lásd a Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok 1-9. kötetét 1992-től kezdődően, illetve az erre alapuló, *Andorka Rudolf, Kolosi Tamás, Tóth István György és Vukovich György* által szerkesztett Társadalmi Riport sorozat kötetét. Angolul lásd *Toth, I. Gy.* (1995).

<sup>7</sup> *van de Walle–Ravallion–Gautam* (1994), *Révész* (1994, 1995).

rávilágítottak a HKF panelesítésében rejlő kutatási lehetőségekre, de az ezzel kapcsolatos adatminőségi problémákra is. 1993-tól kezdődően nyílt reális lehetőség arra, hogy a HKF felvételből kibontsuk a benne rejlő, korábban soha fel nem használt panel adatállományt, mivel ebben az időszakban az egységes adatfelvételi rendszerben lényeges szerkezeti változás nem történt.

1995 és 1996 között alapvetően kicserélődött a teljes minta, ezért 1996-ban ebből a szempontból új szakasz kezdődött. A panel létrejöttének módjára, a rotálódó HKF-mintából történő előállításra utal a Rotációs Panel elnevezés. Összességében az 1993–95 évi panel 3507, az 1996–98 évi pedig 1863 háztartást tartalmaz.

A panelminta kis mértékben tovább erősítette a HKF-minta néhány kedvezőtlen jellemvonását. Ezek közül a legfontosabbak (részletes ismertetés a *Függelékben*):

- a fiatal felnőttek jelentős alul-, az idősek túlreprezentáltsága;
- részben ezzel összefüggően a munkanélküliek és a nyugdíjasok túl-, az aktív foglalkoztatottak, különösen a vállalkozók alulreprezentáltsága;
- Budapest jelentős, a nagyvárosok kisebb mértékű alulreprezentáltsága;
- felsőfokú végzettségűek alulreprezentáltsága.

A kor, nem, aktivitás, legmagasabb iskolai végzettség és regionális elhelyezkedés szerinti reprezentativitás helyreállítása érdekében az általánosított iteratív skálázás módszerével kalibráltuk (súlyoztuk) az adatokat. Az előállított súlyok az egyes háztartásokon belül mindenkire nézve azonosak.

Megjegyezendő, hogy az alkalmazott kalibrálási eljárás megegyezik azzal, amit a KSH is használ 1993 óta. Az 1998 előtti években azonban a HKF-minta kalibrálása során csupán regionális, nem és kor szerinti kontrollváltozókat alkalmaztak.

### **3. KÜLÖNBÖZŐ ADATÁLLOMÁNYOKBÓL NYERT JÖVEDELMI ÉS KIADÁSI ADATOK ÖSSZEHASONLÍTÁSA**

#### ***3.1. A teljes HKF-minta és a Rotációs Panel összevetése***

A panelbeli háztartások egy főre eső átlagjövedelme a vizsgált időszakban általában 1–3, 1998-ban 6 százalékkal alacsonyabb a teljes HKF-minta

alapján számított átlagjövedelemnél, amennyiben – figyelmen kívül hagyva a teljes minta és a panel szerkezeti különbségeit – a panelben is az eredeti súlyozást használjuk (lásd *1. táblázat*). Vagyis a több éves kérdésben részt venni hajlandók átlagjövedelme kis mértékben alacsonyabb a teljes mintáénál. Megjegyezzük, hogy az eredeti minta súlyozása az egyes években szintén 1–3 százalékkal vitte feljebb az átlagjövedelmet a súlyozatlan adatokhoz képest. (Jövedelem alatt a tanulmányban mindvégig nettó jövedelmet értünk.)

Az 1998-ban tapasztalható valamivel nagyobb eltérés abból adódik, hogy a KSH ebben az évben jelentősen kibővítette a mintát Budapesten és kisebb mértékben a nagyvárosokban, így a megelőző évekhez képest némileg megnőtt a teljes mintában az átlagnál magasabb jövedelműek aránya is.

*1. táblázat*

**Egy főre eső átlagjövedelem és -kiadás  
a teljes HKF-mintában és a Rotációs Panelben  
(ezer Ft)**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<b>Jövedelem</b>						
HKF-minta	139	165	191	214	255	307
panel eredeti súllyal	136	163	186	208	246	290
panel új súllyal	148	173	200	222	259	309
<b>Kiadás</b>						
HKF-minta	140	164	195	227	263	309
panel eredeti súllyal	135	158	187	216	245	279
panel új súllyal	143	167	197	232	262	303

A kalibrálási eljárás eredményeként kapott súlyokat alkalmazva, a Rotációs Panel alapján számított átlagjövedelem 1993-ban 6, 1998-ban 1 százalékkal haladja meg a HKF-minta alapján számítottat. A különbség az időben folyamatosan csökken.

A különbség a kalibráláson túl abból is adódik, hogy a KSH által alkalmazottól némileg eltérő jövedelem-fogalmat használtunk. Mi ugyanis jövedelemként kezeljük a KSH kategorizálása szerint jövedelemként el nem számolt pénzbevételek egy részét is, nevezetesen az ingó, ingatlan vagyon eladásából, a szociálpolitikai kedvezmény igénybevételéből, a kárpótlási jegy hasznosításából és a kapott vagyon eladásából származó bevételeket.

Az általunk alkalmazott definíció esetén teljesül a fogyasztási elméletek alapegyenlete, melynek értelmében a jövedelmek és kiadások különbsége adja a (pozitív vagy negatív) megtakarítást. (Természetesen, ha eltekintünk attól, hogy a jövedelmekre vonatkozó adatszolgáltatás torzítottabb, mint a kiadásokra vonatkozó. Erre a kérdésre még visszatérünk.) Ez a módosítás az átlagjövedelmet 1–2 százalékponttal növeli meg.

A Rotációs Panellel számított átlagkiadások lényegében megegyeznek az eredeti HKF-adatok alapján kapott értékekkel: 1993–96 között 1–2 százalékkal magasabbak, 1998-ban 2 százalékkal alacsonyabbak. A kiadások esetében többnyire nagyobb a panelre való áttérés esetén a csökkenés, mint amit a jövedelmek esetében tapasztalhattunk: 1993 és 1996 között 4 százalék, majd 7 és 10 százalék. Összefoglalóan megállapíthatjuk tehát, hogy a súlyozás kompenzálni tudta a panel és a teljes minta összetétele közötti eltéréseket.

A jövedelmek általában csekély mértékben (2–3 százalék) meghaladják a kiadásokat, 1996-ban azonban 5, 1997-ben pedig 1 százalékkal a kiadások a magasabbak. Bár a háztartás-statisztikán alapuló adatok – elsősorban a jövedelem-eltitkolás miatt – nem igazán alkalmasak a megtakarítások reális számbavételére, ez arra utal, hogy a Bokros-csomag utáni évben átlagosan jellemző volt a korábbi megtakarítások felhasználása, ami kis mértékben még 1997-ben is tartott.

Láttuk, hogy a panelben – ha nem módosítunk a súlyozáson – valamivel csökkennek mind a jövedelem, mind pedig a kiadás átlagos értékei a teljes HKF-mintához képest. Átlagosan tehát a magasabb jövedelműek (és kiadásúak) valamivel hajlamosabbak megtagadni a folytatólagos kérdésben való részvételt. Azt sajnos nem tudjuk megállapítani, hogy a különböző jövedelmi kategóriába tartozó háztartások válasz-megtagadása a HKF esetében milyen mértékű volt, arról viszont képet tudunk alkotni, hogy a HKF-en belül a panel kopása milyen összefüggésben van a háztartások jövedelmi (és kiadási) viszonyaival. A következő két táblázat azt mutatja be, hogy az eredeti jövedelmi és kiadási decilisekbe tartozók milyen arányban kerültek be a panelbe (a teljes HKF-minta súlyait alkalmazva). Értelemszerűen, ha a panelbe tartozókat véletlenszerűen választják ki és az ismételt adatszolgáltatásban való részvételt megtagadóknak sincs sajátos struktúrájuk, akkor a 2. és 3. táblázat minden cellájában 10 % körüli értéket kellene találnunk.

Mindkét ciklus egyértelmű jellegzetessége, hogy a legmagasabb jövedelmi és ugyanígy a legmagasabb kiadási decilisbe tartozók az átlaghoz képest jelentősen nagyon mértékben esnek ki a panelből. A legmagasabb panelben maradási hányadokat a jövedelmi skála közepén találhatjuk.

**A HKF-minta jövedelmi deciliseibe tartozók megoszlása a panelben évenként (%) (A HKF-minta súlyainak alkalmazásával)**

Decilis	1993	1994	1995	1996	1997	1998
1.	8,9	8,6	9,9	9,8	9,3	11,2
2.	11,0	9,9	9,1	9,1	10,3	10,2
3.	10,2	10,2	10,8	10,5	9,7	9,7
4.	10,7	9,5	10,2	10,4	10,2	11,3
5.	10,6	11,4	10,9	11,0	12,1	11,2
6.	10,6	9,9	10,6	10,6	10,9	10,4
7.	10,6	10,2	10,0	10,3	10,0	9,6
8.	10,0	11,6	10,0	10,0	10,1	9,8
9.	9,9	9,9	9,6	10,3	9,9	9,9
10.	7,7	8,8	8,9	8,1	7,5	6,7

Az évek többségében az első jövedelmi decilisbe tartozók is az átlagnál kevésbé maradtak bent a panelben, ugyanezt azonban már nem mondhatjuk el a legalacsonyabb kiadási decilisről. Itt egy sajátos jelenségről van szó. Az 1. jövedelmi decilisből ugyanis alig kerülnek be a panelbe olyanok, akiknek a kiadásaik lényegesen meghaladják jövedelmüket. Egészen szélsőséges formában tapasztalható ez a vállalkozók esetében. *A panelben az első jövedelmi decilisbe tartozó vállalkozók kiadás szempontjából valamennyien az első hat decilisbe esnek, míg a panelbe be nem került első jövedelmi decilisbe tartozó vállalkozók fele ennél magasabb kiadási csoportba tartozik.*

Egyértelműnek tűnik, hogy azok, akik eltitkolják jövedelmüket, de nem sikerül ezzel összhangba hozniuk a kiadásokról szóló adatszolgáltatásukat, menet közben, az első év végi összesítéskor döbbenne rá „hibájukra” nem vállalják a következő évben is a felmérésben való részvételt. Részben ennek a következménye, hogy a háztartások relatív jövedelmi és kiadási pozíciójának eltérése (aminek természetesen számos oka lehet az eltitkoláson és felejtésen kívül is) a panelben kisebb, mint a teljes mintában.

Bizonyosak lehetünk abban, hogy összességében hasonló jellegzetességek érvényesülnek az eredeti HKF-ben való részvétel megtagadásakor is, valószínűleg az itt tapasztaltnál nagyobb mértékben, mivel az emberek többsége valószínűleg előre látja ezeket a problémákat.

**A HKF-minta kiadási deciliseibe tartozók megoszlása a panelben,  
évenként (%) (a HKF-minta súlyainak alkalmazásával)**

Decilis	1993	1994	1995	1996	1997	1998
1.	9,7	10,5	10,1	10,6	11,3	12,3
2.	10,7	10,0	10,8	9,3	10,0	11,8
3.	11,3	10,8	10,2	10,3	10,6	10,2
4.	10,1	9,7	10,3	11,1	10,5	10,3
5.	9,7	9,8	10,5	10,6	11,8	10,1
6.	10,7	10,8	10,9	9,2	9,3	11,0
7.	10,0	9,8	9,7	10,9	11,2	10,0
8.	9,9	10,6	10,1	10,3	9,3	10,2
9.	10,0	9,7	8,8	9,6	8,3	7,5
10.	8,1	8,3	8,6	8,0	7,8	6,5

A 2. és 3. táblázat kapcsán említést kell még tennünk a decilis-struktúra 1997 és 1998 közötti ugrásszerű változásáról. Ennek oka, hogy – mint azt már említettük – érzékelve a korábban említett problémákat 1998-ban kétszeresére növelték a budapestiek arányát a teljes mintában, ami a panelben értelemszerűen nem tükröződhet. Ezáltal az eredeti mintában a korábbiakhoz képest megnőtt a magasabb jövedelműek aránya. Tekintettel arra is, hogy 1998 előtt a KSH csak demográfiai és regionális szempontok szerint kalibrálta az adatokat, összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy a vizsgált időszak egy részében a KSH számításai kissé alábecsülték az átlagjövedelmeket és kiadásokat. A Rotációs Panel felhasználásával viszont egységes szemléletű idősort kaphatunk.

A következőkben a HKF-minta KSH által publikált jövedelmi deciliseit vetjük össze a panel adatállomány alapján nyert decilisekkel (4. és 5. táblázat). 1998-ban lényegében megegyezik egymással a két decilis-struktúra. A többi évben általában 3–7 százalékponttal magasabbak a panel alapján számított decilishatárok, a különbség egy helyen haladja csak meg a 10 százalékot: 1997-ben, a 9. decilis felső határánál (ami egyértelműen a HKF-minta hibájából ered). Ez az összehasonlítás is azt igazolja, hogy az általunk alkalmazott, egységes kalibrálási eljárás megfelelően működik, a panel minta és a teljes minta strukturális eltérését teljes egészében kompenzálni tudtuk, sőt az 1998 előtti években reálisabbá tettük.

4. táblázat

**A Rotációs Panel alapján számított jövedelmi decilisek**  
(egy főre eső jövedelem, ezer Ft)

	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>
P10	84	96	106	115	140	162
P20	98	115	130	142	171	196
P30	110	133	150	164	194	226
P40	122	147	167	182	218	252
P50	132	161	183	204	239	282
P60	144	178	200	220	263	310
P70	162	192	221	246	288	345
P80	183	213	248	278	329	398
P90	217	255	301	337	401	476

5. táblázat

**A Rotációs Panel és a HKF-minta**  
**jövedelmi decilis-határainak hányadosa**

	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>
P10	1,07	1,07	1,08	1,04	1,06	1,02
P20	1,03	1,05	1,07	1,03	1,05	1,00
P30	1,02	1,05	1,07	1,03	1,04	1,00
P40	1,03	1,06	1,05	1,02	1,04	0,99
P50	1,02	1,06	1,04	1,03	1,02	1,00
P60	1,03	1,07	1,04	1,02	1,01	1,00
P70	1,04	1,05	1,04	1,02	1,00	1,00
P80	1,04	1,03	1,03	1,02	1,02	1,02
P90	1,02	1,03	1,05	1,03	1,12	1,01

*Forrás:* KSH: Családi költségvetés adattár megfelelő évi kötetei és saját számítás alapján.



### 3.2. A TÁRKI-adatok és a Rotációs Panel összevetése

A TÁRKI Magyar Háztartás Paneljét 1997 után a Háztartás Monitor követte. Az adatfelvétel minden év áprilisában zajlik le, melynek során az elmúlt 12 hónap adataira kérdeznek. Így egy adott évi felvétel háromnegyed részt az előző, negyed részt az adott évre vonatkozik. (Például az 1998 második, harmadik és negyedik negyedét, valamint 1999 első negyedét tartalmazó év jelölése a továbbiakban 1998/1999.) Ennyiben különbözik a KSH felvételétől, amely naptári évre vonatkozik. További fontos eltérés, hogy a TÁRKI részletesebben, a különböző megtakarítási formákat is figyelembe véve kérdezi a jövedelem adatokat, míg a kiadási oldalon meglehetősen elnagyolt tételeket vesznek számba, mindkét esetben visszaemlékezéses alapon. Ebből következően a felejtés valószínűsége sokkal nagyobb, mint a részben naplóvezetésen alapuló HKF-é. (Bár a jövedelmek esetében a válaszadók éppen túl vannak az adóbevalláson, tehát ha akarják, viszonylag pontosan felidézhetik az előző év adatait.)

A könnyebb áttekinthetőség érdekében a 6. táblázatban csak egyetlen év, 1998 különböző adatait vetjük össze. Ez a Háztartási Monitor adatai esetében az előbbieket értelmében 1998/99-es értékeket jelent. A hivatkozott adatközlés nem egy főre, hanem egy fogyasztási egységre vetíti mind a jövedelmi, mind a kiadási adatokat. Vagyis a háztartás jövedelmét (kiadását) nem a háztartás létszámával, hanem egy létszám-ekvivalenssel, az adott esetben  $L^{0,73}$ -mal osztjuk el ( $L$  jelöli a háztartás létszámát). Ez egyszemélyes háztartás esetében nem jelent változást. Többszemélyes háztartás esetén a 2. személy kb. 0,66 „egységnek”, a 3. személy 0,57 „egységnek”, a 4. személy 0,52 „egységnek” számít.

Ebből adódóan a decilishatárok értelemszerűen magasabbak lesznek, mint az egy főre vetített értékek esetében. Ez magyarázza a 4. és a 6. táblázatban található megfelelő értékek eltérését a Rotációs Panelben. Az egy fogyasztási egységre eső átlagjövedelem mintegy 32 százalékkal magasabb az egy főre esőnél.

A Rotációs Panel és a Háztartás Monitor adatainak összevetése meglepő eredményeket szolgáltat. A kiadási adatok lényegében megegyeznek a két állományban, jelentősebb eltérést csak az 1. és a 10. decilisek átlaga esetén találhatunk. Az előbbi esetében a Háztartás Monitor értéke 15 százalékkal alatta marad a Rotációs Panelének<sup>8</sup>, míg az utóbbi esetében ugyanennyivel meghaladja azt.

<sup>8</sup> A Rotációs Panel esetén megtisztítottuk az állományt az irreálisan alacsony értékektől. Az eltérés ebből is adódhat.

**Egy fogyasztási egységre eső jövedelmek és kiadások decilisei a Rotációs Panelben (1998) és a TÁRKI Háztartás Monitorjában (1998/1999)**

decilis	RP jöv. átlag*	HM/RP jöv. átlag	RP jöv. max*	HM/RP jöv. max	RP kiad. átlag*	HM/RP kiad. átl.	RP kiad. max*	HM/RP kiad. max
1.	192	0,95	229	1,04	149	0,85	217	0,92
2.	254	1,08	277	1,08	226	0,96	253	0,99
3.	293	1,11	309	1,12	268	1,01	282	1,02
4.	325	1,13	340	1,16	303	1,00	321	1,01
5.	357	1,16	373	1,17	336	0,99	356	1,00
6.	390	1,18	411	1,18	373	0,99	397	1,00
7.	429	1,20	447	1,22	419	1,00	441	0,99
8.	475	1,23	513	1,24	475	1,01	503	1,02
9.	562	1,28	613	1,37	573	1,04	629	1,04
10.	803	1,57			976	1,15		
Átlag	408	1,25			410	1,03		

\* Ezer Ft-ban.

*Forrás:* Saját számítás, a Háztartás Monitor adatai esetén *Medgyesi–Szívós–Tóth* (2000) alapján.

*Jelölések:* RP: Rotációs Panel; HM: Háztartás Monitor; HM/RP: a két megfelelő érték hányadosa. A fejlécben szereplő maximum kifejezés az adott decilis felső határára (azaz a P10, P20, stb.) értékekre utal.

Ugyanakkor a jövedelmek esetében jelentős, átlagosan 25 százalékos az eltérés (ami egyben azt is maga után vonja, hogy a Háztartás Monitor átlagjövedelme mintegy 24 százalékkal magasabb, mint átlagkiadása). Az első decilis megfelelő értékei még hasonlóak a két állományban, onnan kezdve azonban fokozatosan növekszik a különbség a Háztartás Monitor „javára”. A 9. decilis felső határa 37, a 10. decilis átlaga 57 százalékkal haladja meg a Rotációs Panelből adódó megfelelő értékeket. (Hasonló eredményt kapnánk akkor is, ha korábbi évek adatait vetnénk össze.)

A jelentős eltérésnek számos oka lehet. Az inflációból következő csekély különbség adódik a negyed éves elcsúszásból, de ennek mértéke megközelítően sem ad elegendő magyarázatot. A KSH HKF leírása kapcsán már volt arról szó, hogy a súlyozatlan mintában alulreprezentáltak a magas jövedelműek és felülreprezentáltak az alacsonyjövedelműek. Ez a jelenség

szinte minden jövedelem vizsgálat esetén fennáll, elképzelhető azonban, hogy a TÁRKI adatfelvétele ebből a szempontból jobban működik. Ebben az esetben viszont érthetetlenül alacsonyak a TÁRKI kiadási adatai, azt valószínűsítve, hogy a kiadások egy része nincs számba véve.

Érdekes egyébként a Rotációs Panel jövedelmi és kiadási adatait is összevetni. Láthatjuk, hogy a 9. decilis felső határa a kiadások esetében valamivel nagyobb, mint a jövedelmek esetében, míg az összes többi decilishatárnál – elsősorban a skála alján – fordított a helyzet. Ugyanezt tapasztalhatjuk valamivel élesebben az átlagok esetében is.

### 3.3. Összevetés makro-adatokkal

A KSH makroadatai 1994 és 1996 között a reáljövedelem mintegy 5 százalékos csökkenését mutatják ki, majd ez után csekély növekedést regisztrálnak (7. táblázat). A fogyasztás terén ennél nagyobb, 9 százalékos a csökkenés. Ugyanakkor mindhárom általunk vizsgált háztartás-statisztikai adatbázis alapján ennél jóval jelentősebb csökkenést regisztrálhatunk.

7. táblázat

#### Egy főre eső reáljövedelem és fogyasztás – összehasonlítás

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Jövedelem</i>						
KSH makroadat <sup>1</sup>	100	103	98	98	99	103
KSH HKF	100	99	89	81	82	86
MHP <sup>2</sup>	100	92	86	77		
Rotációs Panel	100	99	89	80	79	82
<i>Fogyasztás</i>						
KSH makroadat <sup>1</sup>	100	100	94	91	93	98
KSH HKF	100	99	91	86	84	86
Rotációs Panel	100	99	91	87	83	84

Forrás: <sup>1</sup> KSH Statisztikai Évkönyvek, <sup>2</sup> Galasi (1997)

Van ugyan némi időbeli elcsúszás a Háztartás Panel és a Rotációs Panel között (okairól az előző alpontban esett szó), mégis minden háztartás-felvételből származó adat arról tanúskodik, hogy 1993 és 1996 (1997) között a háztartások jövedelme sokkal nagyobb mértékben, mintegy 21–23 százalékkal csökkent, mint amit a makro-adatok mutatnak. A háztartások

fogyasztásának (kiadásainak) körében a jövedelemnél valamivel kisebb, de így is igen jelentősnek minősülő, 16–17 százalékos csökkenés mutatható ki. Megállapítható tehát, hogy a makro-adatok alapján nem kaphatunk reális képet a háztartási jövedelmek és kiadások időbeli alakulásáról. Ennek oka a Nemzeti Számlák és a háztartási adatfelvételek közötti fogalmi és módszertani különbségekben rejlik.

#### 4. JÖVEDELMI ÉS KIADÁSI EGYENLŐTLENSÉGEK

Először – az összehasonlítás érdekében – néhány, a TÁRKI MHP alapján számolt jövedelmi egyenlőtlenségi mérőszámot mutatunk be. A *Spéder* (1998)-ból származó Gini-indexek, valamint a *Heinrich* (1999) tanulmány adatsorai egy fogyasztási egységre vetített jövedelem-adatokból lettek előállítva. A 90. és 10. (egyéni) percentilisek hányadosai *Spéder* (1998)-ból, valamint a *Galasi* (1997)-ből vett értékek egy főre vetített jövedelem-adatokból származnak. Az Atkinson-féle egyenlőtlenségi mutató megnevezésében a 0,5, az 1,0 és a 2,0 értékek az egyenlőtlenség iránti averzió paramétereit jelzik.

8. táblázat

#### Különböző jövedelmi egyenlőtlenségi mértékek az MHP alapján

	1991/92	1992/93	1993/94	1994/95	1995/96
<i>Galasi (1997)</i>					
P90/P10	3,35	3,38	3,96	3,90	4,13
Gini	0,285	0,282	0,307	0,318	0,312
<i>Spéder (1998)</i>					
P90/P10	3,38	3,40	3,81	3,84	4,13
Gini	0,295	0,277	0,295	0,316	0,308
<i>Heinrich (1999)</i>					
P90/P10	3,25			3,78	
P75/P25	1,86			1,85	
Gini	0,284			0,317	
Atkinson <sub>0,5</sub>	0,069			0,086	
Atkinson <sub>1,0</sub>	0,132			0,161	
Atkinson <sub>2,0</sub>	0,260			0,352	

**A háztartások egy fogyasztási egységre eső jövedelmi egyenlőtlenségei,  
Gini-együtthatók**

1991/92	1992/93	1993/94	1994/95	1995/96	1996/97	1997/98	1998/99
0,295	0,278	0,295	0,316	0,309	0,309	0,320	0,343

*Forrás: Medgyesi–Szívós–Tóth (2000), MHP 1992–1997 és TÁRKI Háztartás Monitor 1998, 1999 alapján*

A Gini-együtthatók alapján a jövedelmi egyenlőtlenségek 1991/92 és 1996/97 között enyhén növekedtek, de inkább stagnáltak, majd az ezt követő két évben (1997/98 és 1998/99) határozottabb növekedés érzékelhető. Az utolsó két év esetében azonban azt is figyelembe kell vennünk, hogy ezek az adatok már nem a panelből, hanem a Háztartás Monitorból, azaz egymástól független éves felvételekből származnak.

Egyértelmű, hogy a P90/P10 mutató értéke a 8. táblázatban bemutatott időszakokban sokkal markánsabban növekszik, mint a Gini-együttható. Ez utóbbi érzékenyebb a módusz környéki értékek egyenlőtlenségeire, mint a szélsőséges értékekre. Figyelemre méltó, hogy *Heinrich (1999)* számításai alapján, miközben valamennyi általa számított egyenlőtlenségi mutató növekedést mutat 1991 és 1994 között, addig a P75/P25 mutató (tehát a két kvartilis hányadosa) stagnál. Ebből a szerző nyomán – amit kvantilis regresszióval végzett modell-számításai is megerősítenek – azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az egyenlőtlenségek növekedése ebben az időszakban a jövedelmi skála szélén elhelyezkedőknek tulajdonítható, miközben a skála közepén a jövedelmek megoszlása változatlan marad, sőt kis mértékben akár össze is nyomódik.

Megjegyezzük, hogy a *Heinrich (1999)*-ben bemutatott Atkinson-indexek az 1994-es Magyarországra vonatkozóan lényegében ugyanakkorák, mint Elefántcsontpart Deaton által számolt 1988-as egyenlőtlenségi mutatói (ld. *Deaton (1998)*). Számunkra valószínűtlennek tűnik, hogy a magyarországi egyenlőtlenségek ilyen mértékűek lennének. (*Deaton (1998)* könyvében igen jó áttekintés található az alkalmazott egyenlőtlenségi mértékekről.)

A Rotációs Panel alapján kapott értékek a fentiekől sok vonatkozásban eltérő képet mutatnak (10. táblázat). Legfeltűnőbb a bemutatott értékek szintje közötti különbség. A 3.2. alfejezetben írottakból, a 6. táblázat adataiból egyértelműen következik, hogy a Rotációs Panel alapján számított jövedelmi egyenlőtlenségek szintje alacsonyabb, mint az MHP alapján kapottaké.

## Egyenlőtlenségi mérőszámok a Rotációs Panel alapján

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Jövedelem</i>						
P90/P10	2,58	2,66	2,83	2,94	2,86	2,94
P90/P10 HKF	2,70	2,77	2,92	2,96	2,71	2,97
P75/P25	1,66	1,61	1,68	1,71	1,65	1,75
Variációs együttható	0,52	0,44	0,51	0,51	0,44	0,49
Gini	0,234	0,218	0,238	0,247	0,229	0,242
Gini fogy. egységre	0,222	0,208	0,225	0,227	0,211	0,223
Atkinson <sub>1,0</sub>	0,088	0,077	0,091	0,098	0,082	0,093
Atkinson <sub>2,0</sub>	0,163	0,149	0,171	0,183	0,158	0,178
<i>Kiadás</i>						
P90/P10	3,11	3,13	3,11	3,36	3,23	3,18
P75/P25	1,82	1,76	1,77	1,82	1,77	1,85
Variációs együttható	0,57	0,56	0,53	0,65	0,56	0,55
Gini	0,261	0,258	0,261	0,283	0,269	0,268
Gini fogy. egységre	0,247	0,245	0,249	0,266	0,251	0,247
Atkinson <sub>1,0</sub>	0,106	0,105	0,107	0,124	0,113	0,112
Atkinson <sub>2,0</sub>	0,193	0,192	0,201	0,223	0,210	0,207

A P90/P10 mutató, vagyis a 10. jövedelmi decilis alsó és az 1. decilis felső határának hányadosa lassú, de egyértelmű növekedést mutat 1993 és 1996 között, amit 1996 és 1998 között stagnálás követ. Összehasonlításként ennél az egy mérőszámnál bemutatjuk az eredeti HKF-mintára vonatkozó értékeket is. Itt a P90/P10 hányados egy viszonylag jelentősebb és indokolatlannak tűnő 1997-es visszaesést leszámítva 2,70-ről 2,97-re növekszik. Láthatjuk tehát, hogy a Rotációs Panel adataiból valamivel nagyobb egyenlőtlenség növekedés adódik, mint az eredeti HKF-ből.

Az összes többi jövedelmi egyenlőtlenségi mutató is hasonló képet mutat, azzal a különbséggel, hogy ezeknek esetében kevésbé egyértelmű az 1993–1996 közötti növekedés is. Ehhez hozzá kell tenni, hogy a P90/P10 kivételével valamennyi mutató esetében tapasztalható 1993 és 1994 közötti enyhe csökkenésnek sajátos oka van. 1993 volt ugyanis a kárpótlási jegyek nagy volumenű felhasználásának utolsó esztendeje. Az ebből adódó jövedelmek kis mértékben fokozták a jövedelmi egyenlőtlenségeket. Ha a

kárpótlási jegyek felhasználásából származó jövedelmektől eltekintünk, akkor 1993-ra alacsonyabb, lényegében az 1994-es értékekkel megegyező Gini és Atkinson indexekhez jutunk.

Valamennyi mutató arról tanúskodik, hogy 1996 és 1998 között megállt az egyenlőtlenségek növekedése, sőt talán halvány – hibahatáron belüli – csökkenés is tapasztalható. Ez jelentős eltérés a Háztartás Monitor alapján nyert eredményekhez képest. Fontos megemlíteni, hogy az 1993 és 1996 közötti időszakban – a szintek jelentős eltérése ellenére – a kétféle adatállomány alapján nyert mutatók időbeli változása nagyon hasonló képet mutat. Ebből felmerülhet az a feltevés, hogy az 1996 után a TÁRKI adataiból kimutatható egyenlőtlenség-növekedés esetleg csupán az új mintából adódik.

Visszatérve a Rotációs Panelre, összefoglalóan azt mondhatjuk, hogy 1993 és 1996 között a legtöbb mutató esetében nagyon csekély egyenlőtlenség-növekedés érzékelhető. Ez alól a P90/P10 mutató jelent kivételt, ahol ez a növekedés határozottabb. Mindez arra utal, hogy az egyenlőtlenségek a skála két szélén némileg növekedtek, belül azonban nem történt változás. 1996 és 1998 között ez a folyamat is megállt. Hangsúlyozni kell ugyanakkor, hogy – mint azt a korábbiakban láttuk – az egyenlőtlenségek stagnálása a reáljövedelmek és reálkiadások nagy mértékű átlagos csökkenése mellett zajlott le.

Megemlítjük, hogy az egy fogyasztási egységre eső jövedelem és kiadás alapján számított Gini-indexek kis mértékben alacsonyabbak, mint az egy főre eső értékek. Ez elsősorban abból adódik, hogy a legszegényebbek között viszonylag sok a nagy létszámú család, ahol a fogyasztási egységek alapján történő számítás kedvezőbb képet mutat.

A kiadási egyenlőtlenségek minden mérőszám szerint meghaladják a jövedelmiéket. A kiadások esetében alapvetően az egyenlőtlenségek mértékének változatlanságáról számolhatunk be, egy lényegében 1996-ra korlátozódó kisebb kiugrással színezve.

## **5. A JÖVEDELMEK ÉS A KIADÁSOK MOBILITÁSA**

A továbbiakban a háztartás jövedelme/kiadása alatt a háztartás tagjainak *egy főre eső* nettó jövedelmét, illetve egy főre eső kiadását értjük. Ebből következően a háztartás relatív jövedelmi (kiadási) pozíciójának módosulása nem csupán a jövedelem volumenének megváltozásából, hanem

demográfiai változásokból is eredhet. A relatív mobilitás elemzése során egyszerű eszközöket alkalmazunk, a jövedelmi (kiadási) decilisek vagy kvintilisek közötti elmozdulást vizsgáljuk. Bonyolultabb mutatók számítására lásd pl. *Shorrocks* (1978a), (1978b).

A relatív jövedelmi mobilitás vizsgálatának legegyszerűbb módja, ha azt nézzük meg, hogy egy adott évben az egyes jövedelmi kvintilisekbe tartozó személyek a következő évben melyik kvintilisbe tartoznak. Erre vonatkozó adatokat közlünk a 11. és a 12. táblázatban. A táblázatok jobb alsó sarkában található érték a fődiagonális elemeinek összege, tehát a saját kvintilisekben maradóak százalékos arányát mutatja. Ebben a megközelítésben ez az érték tekinthető az átlagos immobilitás mutatójának.

11. táblázat

### Jövedelmi mobilitás 1994-95 a Magyar Háztartás Panel alapján (%)

Kvintilis	1.	2.	3.	4.	5.
1.	11,9	4,2	2,3	1,0	0,6
2.	5,6	7,8	4,3	1,6	0,7
3.	1,6	5,5	8,5	3,5	0,9
4.	0,7	1,9	3,9	8,9	4,5
5.	0,2	0,6	1,0	5,0	13,2
					50,3

*Forrás: Galasi (1997). Megjegyzés: súlyozatlan adatok.*

12. táblázat

### Jövedelmi mobilitás 1994-95 a Rotációs Panel alapján (%)

Kvintilis	1.	2.	3.	4.	5.
1.	13,6	4,2	1,6	0,4	0,3
2.	4,5	9,4	3,8	1,5	0,6
3.	1,0	4,0	8,5	5,2	1,4
4.	0,3	1,8	4,4	8,9	4,7
5.	0,3	0,6	1,8	4,2	13,2
					53,5

A két táblázat értékei igen közel vannak egymáshoz, ami azt jelzi, hogy az egyenlőtlenségek mértékében mutatkozó különbség ellenére a relatív jövedelmi pozíciók változása hasonló képet mutat. A Rotációs Panel alapján végzett számítások az 1. és a 2. kvintilisben – és ennek következtében



átlagosan is – valamivel nagyobb immobilitást mutatnak ki. A saját kvintilisükben maradók aránya az 1. és az 5. kvintilis esetén a legmagasabb, megközelíti az adott kvintilisbe tartozók kétharmadát. (Ha teljesen változatlan lenne a két évben a kvintilis-struktúra, akkor a fődiagonálisban mindenhol 20 % szerepelne, a többi érték pedig 0 volna.)

A fentiekben bemutatott mobilitási táblázatok hátránya, hogy nagyon különböző mértékű változások kerülhetnek egy megítélés alá. Sőt, az egyik kvintilis tetejéről igen csekély (relatív) jövedelem-változás eredményeként a következő kvintilisbe lehet kerülni, míg egy kvintilis aljáról ennél sokkal nagyobb mértékű változás után az adott kvintilisen belül maradhat a szóban forgó személy (és megfordítva).

Ennek a jelenségnek a csökkentése érdekében a továbbiakban egy adott időintervallumhoz és adott jövedelmi (kiadási) decilishez tartozó mobilitás mértékét az időszak során adott decilisből kiindulóan két vagy több decilist elmozdulók arányával definiáljuk. Más interpretációban ez azt is jelentheti, hogy a kvintilisek közötti elmozdulásokat nézzük, kiszűrve azokat a kisebb mértékű elmozdulásokat, amelyek esetében egy háztartás például az egyik kvintilis felső határáról a következő alsó határára kerül. Mivel az alsó két és a felső két decilis esetében csak egyirányú elmozdulások lehetségesek, a többi decilis esetében értelemszerűen nagyobb mobilitási mutatókat kapunk, így elemzésünk szempontjából nem az egyes decilisek mobilitási mutatóinak összevetése, hanem a mobilitási mutatók időbeli változása, trendje az érdekes.

A fenti mobilitási definícióval összhangban szigorú értelemben vett immobilitásról beszélünk akkor, ha a háztartás a vizsgált időszakban a saját decilisében marad, míg egyszerűen immobilitásról akkor, ha a háztartás *legfeljebb* egy decilist lép felfelé vagy lefelé.

A jövedelmek mobilitását a két vagy több decilist elmozdulók részarányával jellemezve megfigyelhető, hogy az elmozdulók átlagos részaránya az 1993–94-es kezdeti szakasz relatíve magas mobilitási aránya után először csökkenő, majd stabilizálódó trendet mutat (lásd a 13. táblázatot). Összességében egy 38 %-ról 31-re való csökkenést figyelhetünk meg. Ehhez hozzá kell tennünk, hogy az 1994–95-ös, illetve az 1996–97-es átmenetek közötti átmeneti növekedés esetében elképzelhető az is, hogy ez pusztán a két időszak állományának eltéréséből adódik. Amennyiben ez így van, úgy a mobilitás csökkenése ennél nagyobb arányú is lehet.

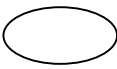



Az átlagos változáshoz képest kiemelt figyelmet érdemelnek a jövedelmi skála alsó és felső részén elhelyezkedők. Az alsó két decilis felfelé irányuló mobilitási mutatójának átlaga a 4 átmenet során rendre: 29, 23, 27 és 18.

Hasonlóan erőteljes csökkenést tapasztalhatunk akkor is, ha ehhez hozzávesszük a harmadik decilist is: 31, 24, 26, 21. Azt láthatjuk tehát, hogy az alul lévők felemelkedési esélyei igen nagy mértékben csökkentek a vizsgált időszakban.

Ellenkező előjellel az előbbivel analóg folyamatok zajlottak le a jövedelmi skála felső régiójában. A legfelső két decilis esetében a lefelé irányuló mozgás átlagos mutatói rendre: 31, 27, 25, 21. Ez arra mutat, hogy a legmódosabbak egyre növekvő része képes stabilizálni pozícióit.

13. táblázat

**Jövedelem mobilitás 1993-1998 között a Rotációs Panel alapján**  
Két vagy több decilist elmozdulók részaránya az adott decilisen belül, %

	1993 → 1994		1994 → 1995		1996 → 1997		1997 → 1998	
	Lefelé	Felfelé	Lefelé	Felfelé	Lefelé	Felfelé	Lefelé	Felfelé
1	–	24	–	17	–	29	–	22
2	–	35	–	30	–	24	–	15
3	5	34	5	24	12	24	5	26
4	18	25	15	20	6	30	12	33
5	32	23	14	24	21	26	34	16
6	29	18	22	24	21	24	16	18
7	24	15	25	18	26	8	19	16
8	24	6	26	7	26	8	28	8
9	38	–	27	–	29	–	21	–
10	25	–	27	–	21	–	21	–
Átlag	20	18	16	16	16	17	16	15
Össze- sen								

A relatív jövedelmi helyzet egyik évről a másikra történő megváltozása számos átmeneti elemet is tartalmazhat: különleges, egyszeri jövedelem, betegség, vagy rövid ideig tartó munkanélküliség miatti átmeneti jövedelem csökkenés, és így tovább. Másrészt, a csupán egy decilist elmozdulók kiszűrése miatt immobilnak mutatkozhatnak azok a háztartások, amelyek kisebb lépésekben változtatják helyüket a jövedelmi hierarchiában. Az ilyen esetek részbeni kiszűrésére alkalmasak a 14. táblázat adatai, melyek mindkét ciklusra vonatkozóan a kétéves átmenet mutatóit tartalmazzák.

**Az 1993–95 és az 1996–98 időszakok kétéves jövedelem  
mobilitási mutatói a Rotációs Panel alapján**  
Két vagy több decilist elmozdulók részaránya kiinduló decilisen belül, %

	1993 → 1995		1996 → 1998	
	Lefelé	Felfelé	Lefelé	Felfelé
1	–	26	–	22
2	–	40	–	34
3	9	40	8	31
4	19	33	20	26
5	26	27	20	32
6	32	26	20	26
7	31	21	25	11
8	32	14	38	8
9	38	–	34	–
10	29	–	23	–
Átlag	22	23	19	19
Össze- sen	(45)		(38)	

A kétéves átmenetre vonatkozó értékek megerősítik eddigi megfigyeléseinket. A mobilitás jelentős, 7 százalékpontos csökkenését tapasztalhatjuk az 1993–95 és az 1996–98-as időszakok között. Erőteljes a felfelé irányuló mobilitás csökkenése az alsó decilisek esetében. Jelentősen lecsökkent a 7. és 8. decilisekből felfelé irányuló mozgás is. A 13. táblázat adataival összevetve azt is megállapíthatjuk, hogy a két éves, tartósabb változások aránya nem sokkal haladja meg az adott időszak első két éve közötti mobilitási értékeket. Ez arra utal, hogy viszonylag magas az átmeneti pozícióváltozások, az oda-vissza lépők aránya.

Az 1993–95 közötti 2 év egészét tekintve azoknak, akik 1993 és 1994 között a most vizsgált értelemben változtattak relatív jövedelmi pozíciójukon a 32 százaléka helyben maradt. Vagyis a ciklus első évében helyzetváltoztatók közel egyharmada valójában csupán oda-vissza lépett a két év során. Az oda-vissza lépők aránya az 1996–98 közötti szakaszban 41 százalékra emelkedett. Nemcsak a mobilitás csökkent tehát, hanem ezen belül a tartós pozíció-változás valószínűsége is.

A 15. táblázatban, ahol a szigorú értelemben vett 2 éves immobilitást hasonlítjuk össze a két ciklusban, különösen érdekes, hogy határozottan megnőtt a stabilan a legalsó és a legfelső decilisben maradók aránya. Ez egy újabb megerősítő adalék eddigi megállapításainkhoz. Átlagosan is megállapítható a szigorú értelemben vett immobilitás növekedése.

15. táblázat

**Az 1993–95 és az 1996–98 időszakok kétéves szigorú jövedelem immobilitási mutatói a Rotációs Panel alapján**

A saját kvintilisükben maradók részaránya az adott kvintilisen belül, %

	1993 → 1995	1996 → 1998
1	59	60
2	32	37
3	31	33
4	35	40
5	56	61
Átlag	43	46

A kiadások esetében a jövedelmekhez képest sokkal jelentősebbek és egyben gyakoribbak is a rövid távú ingadozások. Elég, ha utalunk a korábbi megtakarítások felhasználására, a hitelből történő vásárlásra, vagy ellenkezőleg, az intenzív spórolás megkezdésére, például lakásra való gyűjtés a felnőtt kor felé közeledő gyerekek számára, vagy éppen autóvásárlásra.

A két éves folyamatokat összevetve azonban – ha az átlagot tekintve nem is olyan markánsan – világosan kirajzolódik az előző trend (lásd a 16. táblázatot). Az alsó három kiadási decilis esetében az átlagos felfelé irányuló mobilitás az 1993-5 közötti 39 %-os értékről 1996-8 között 29 %-ra csökken. A felső két decilis lefelé irányuló mobilitásának két megfelelő értéke: 39 és 33 %.

A mobilitásra vonatkozó eredményeinket értelmezve fontos hangsúlyoznunk, hogy itt relatív pozícióváltásról van szó, ami a háztartások reáljövedelmének mintegy 20, reálfogyasztásának 17 százalékos csökkenése mellett zajlott le (lásd a 7. táblázatot). Ebből következően a vizsgált időszakban egy háztartás egy főre eső *nominális* jövedelmének változatlansága lefelé irányuló mobilitást eredményezhetett. Megfordítva, az adott körülmények között már az felfelé irányuló mobilitást jelenthet, ha egy háztartás képes szinten tartani reáljövedelmét.

**Az 1993–95 és az 1996–98 időszakok kétéves kiadási  
mobilitási mutatói a Rotációs Panel alapján**

Két vagy több decilist elmozdulók részaránya kiinduló decilisen belül, %

	1993 → 1995		1996 → 1998	
	Lefelé	Felfelé	Lefelé	Felfelé
1	–	29	–	20
2	–	44	–	38
3	9	43	9	30
4	18	38	20	34
5	28	27	23	28
6	30	22	25	34
7	23	35	31	18
8	36	11	40	12
9	44	–	35	–
10	33	–	30	–
Átlag	22	25	21	21
Összesen	(47)		(42)	

A háztartások reáljövedelmének csökkenése 1994 és 1995 között érintette a legtöbb embert. Ekkor a lakosság több mint felének nagy mértékben, 22 százalékának kisebb mértékben csökkent a reáljövedelme. (Lásd a 17. táblázatot. A reáljövedelmet az átlagos fogyasztói árindex felhasználásával állítottuk elő. Sajnos 1995 és 1996 között megszakad a panel, ezért erről az átmenetről nincs adatunk.) Az 1993–95 közötti két évben a népesség több mint kétharmadának csökkent a reáljövedelme, egyharmadának nőtt. A második ciklusban majdnem fordított a helyzet: 40 százalékának csökkent, 60 százalékának nőtt a reáljövedelme.

Összegezve megállapíthatjuk, hogy a rendszerváltozás kezdeti időpontjától távolodva, a gyors társadalmi és gazdasági változások elültével határozottan csökken a háztartások relatív pozícióváltozásának mértéke mind a jövedelmi, mind a kiadási hierarchiában. Különösen igaz ez a jövedelmi skála alsó és felső részén. Csökken az egy évnél tartósabb pozícióváltozások aránya is. Az első időszak viszonylag nagyobb mobilitása a háztartások jelentős részének reáljövedelem-csökkenése mellett valósult

meg. 1996–98 között már a háztartások többségének növekedett a reáljövedelme, miközben a mobilitás csökkent. Mindez együtt járt a jövedelmi egyenlőtlenségek stabilizálódásával, sőt a kiadási egyenlőtlenségek kis mértékű csökkenésével is. 1993 és 1996 között a jövedelmi skála szélein növekedtek az egyenlőtlenségek, 1996 és 1998 között már ez a folyamat is megállni látszik.

*17. táblázat*

**Reáljövedelem-változás a népesség százalékában,  
a Rotációs Panel Alapján**

Változás	1993–94	1994–95	1993–95	1996–97	1997–98	1996–98
--	32	52	53	30	25	28
-	19	22	15	21	17	12
+	16	10	10	17	19	18
++	33	16	22	32	40	42
Összesen	100	100	100	100	100	100

Jelmagyarázat: -- : a befejező év reáljövedelme kisebb a kezdő év reáljövedelmének 90 százalékánál,  
 - : 90 és 100 százalék között van,  
 + : 100 és 110 százalék között van,  
 ++ : meghaladja a 110 százalékot.

## FÜGGELÉK

### F.1. Az adatfelvétel és a minták legfontosabb jellemzői

Először röviden ismertetjük a teljes minta néhány fontos jellemzőjét<sup>9</sup>. A KSH Háztartási Költségvetési Felvételek alapsokaságát a Magyarországon magánháztartásban élő magyar állampolgárok összessége adja, tehát az adatgyűjtés nem terjed ki az ún. intézeti háztartásokban élőkre. A kiválasztás alapegysége a lakás, a megfigyelésé a háztartás. (Ebből adódik, hogy a panelben a háztartások demográfiai folyamatainak időbeli követése csak azok esetében lehetséges, akik ugyanabban a lakásban maradtak.)

A felvételben résztvevő háztartások tizenkettő részét vezet naplót egy-egy hónapig, ezt az év végén, valamint a következő év első negyedében két újabb, a felvételben szereplő összes háztartás egész évre vonatkozó kikérdezése követi.

A mintavételi körzeteket településmérettől függően egy vagy több lépcsőben választják ki, a mintában valamennyi 15 ezer főnél nagyobb település szerepel. Ugyanakkor 1996-tól kezdődően pénzügyi okokból jelentősen csökkentették a felvételben szereplő települések számát.

A mintakeret nem arányos, így a mintakeret/népesség hányados Budapesten fele, a többi 50 ezernél nagyobb településen pedig 3/5-e a kistételepüléseken alkalmazottnak. Ennek oka, hogy – a több évtizedre visszanyúló gyakorlat szerint – Budapest és a nagyvárosok lakosságát homogénebbnek feltételezték, mint a kistételepüléseket. Ez a megrögzült gyakorlat, amely csak 1998-ban változott meg, a kilencvenes években már hátrányosnak bizonyult, mivel Budapesten kiugróan magasra vált a válasz-megtagadás, vagy az egyéb okból meghíúsult adatfelvétel aránya. A sikeres felvételek aránya az egész időszakban 60 % körül változott, míg a budapesti érték csak egyharmad körül mozgott. Ennek következménye, hogy már az eredeti (nem panel) mintában is csupán 7–8 százalékos a főváros részaránya, ahol valójában az ország lakosságának 18–19 százaléka él.

A HKF adatainak megbízhatóságáról mindenek előtt szükséges elmondani, hogy nem tartalmazzák az egyes marginális rétegek, a hajléktalanok, a kérdezőbiztossal kommunikálni nem tudó vagy nem akaró legszegényebbek, vagy az elkülönült életmódot folytató leggazdagabbak adatait. E nemzetközileg is ismert sajátosságok akkor válnak problematikusná, amikor hirtelen és jelentős mértékű változások következnek be.

<sup>9</sup> Ennek során a KSH *Családi költségvetés* c. kiadványainak módszertani fejezeteire, valamint KSH (1997)-re támaszkodtunk. A mintavételi eljárás leírása angolul Mihályffy (1994)-ben található.

A személyi jövedelemadózás bevezetése, a rejtett- vagy feketegazdaság kiszélesedése, a gazdasági-társadalmi változások, a jövedelmek és a vagyoni helyzet differenciálódása, a vállalkozói életforma megjelenése, a közbiztonság romlása rontotta a HKF eredményeit, mind a válaszadási hajlandóságot, mind az egyes jövedelmi és esetenként kiadási tételek eltitkolását tekintve. A panelben további minőségromlást jelent, hogy a naplóvezetésre vállalkozó háztartások az évek során kifáradnak. A választ megtagadók elsősorban a magasabb jövedelműek, a magasabb iskolai végzettségűek, a vállalkozók, illetve a városban, elsősorban a fővárosban lakók közül kerülnek ki.

Mindezek a jelenségek a panelben jelentősen felerősödtek, amit az 1996–98 közötti időszakban a résztvevők rotálásával, elsősorban a panelbe kerülésre kiválasztott, de a választ megtagadók pótlásával kapcsolatos hiányosságok is erősen fokoztak. Ennek következtében 1996–98 között az elvi egyharmad helyett csak az 1996-os eredeti minta negyede került a panelbe. Összességében az 1993–95 évi panel 3507, az 1996–98 évi pedig 1863 háztartást tartalmaz, ami a háztartások számának közel 1, illetve fél ezreléke. A panel előállításánál azokat a háztartásokat tekintettük az évek során azonosnak, amelyekben legalább egy állandó tag szerepelt.

Érdeemes néhány fontos vonatkozásban összehasonlítani a panel mintát a tényleges adatokkal. Elsősorban azokat emelnénk ki, amelyek a súlyozás szempontjából különös jelentőséggel bírnak: kor, nem, régió, iskolai végzettség, aktivitás és háztartástípus szerinti jellemzők. Az összehasonlító adatokat a panel-ciklusok (tehát az 1993–95, illetve az 1996–98 közötti időszakok) első éveire mutatjuk be.

*F.1. táblázat*

**A panelminta és a tényadatok hányadosai az átlagos minta-tény arányhoz viszonyítva, kor és nem szerinti bontásban (%)**

Kor (év)	1993			1996		
	Férfiak	Nők	Összesen	Férfiak	Nők	Összesen
0–19	92	96	94	102	107	105
20–34	75	84	80	78	84	81
35–54	92	101	96	91	100	96
55–X	125	127	126	111	119	116
Összesen	96	104	100	95	104	100

\* *Tényadatok forrása:* KSH Demográfiai Évkönyvek, korrigálva az intézményi lakosokra vonatkozó szakértői becsléssel, melyet a KSH munkatársai készítettek.



Az életkor vonatkozásában legfontosabb jelenség a fiatal felnőttek jelentős alul- és a nyugdíjas korúak túlreprezentáltsága a mintában. A nők kis mértékben túlreprezentáltak. (Lásd *F.1. táblázat*.)

A minta legsúlyosabb problémája Budapest és kisebb mértékben a többi nagyváros<sup>10</sup> alulreprezentáltsága (lásd *F.2. táblázat*). Így például az 1993–95 közötti időszakban a főváros reprezentáltsága a panelben mindössze hetede a nem nagyvárosban élők megfelelő értékének. Ez a kérdés témánk szempontjából azért különösen jelentős, mert a súlyozatlan panel-mintában az 1993–95 közötti időszakban a Budapesten élők átlagjövedelme 13–16, a nagyvárosokban élőké 7–9 százalékkal haladta meg az egyéb településen élőkét. Ez a helyzetkép még élesebben mutatkozik meg az 1996–98-as panelben, ahol a megfelelő arányok évenként 20, illetve 15 % körül mozognak. Az egy főre jutó kiadások esetében néhány évben még nagyobbak ezek a különbségek.

*F.2. táblázat*

**A panelminta és a tényadatok hányadosai az átlagos minta-tény arányhoz viszonyítva, aktivitás és településtípus szerinti bontásban (%)**

	1993				1996			
	Buda- pest	Többi nagyváros	Egyéb település	Ösz- szes	Buda- pest	Többi nagyváros	Egyéb település	Ösz- szes
Alkalmazásban álló + szöv. tag	15	55	125	<b>85</b>	23	58	119	<b>86</b>
Vállalkozó + segítő családtag	5	19	65	<b>40</b>	16	30	60	<b>43</b>
<b>Aktív keresők összesen</b>	<b>13</b>	<b>50</b>	<b>115</b>	<b>78</b>	<b>22</b>	<b>55</b>	<b>110</b>	<b>80</b>
Nyugdíjas	32	74	169	<b>123</b>	43	76	150	<b>116</b>
Munkanélküli	34	58	166	<b>128</b>	33	64	186	<b>145</b>
Gyed, gyes, gyeten lévő	22	62	133	<b>102</b>	31	62	127	<b>101</b>
Tanuló	21	55	146	<b>98</b>	30	65	157	<b>112</b>
Nem tanuló gyerek	17	56	123	<b>91</b>	25	53	127	<b>96</b>
Összesen	<b>21</b>	<b>59</b>	<b>141</b>	<b>100</b>	<b>30</b>	<b>63</b>	<b>133</b>	<b>100</b>

*Tényadatok forrása:* 1996. évi mikrocenzus, továbbá *Keszthelyiné Rédei Mária* (KSH) számításai az 1990. évi népszámlálás továbbvezetett adatai, különböző évi munkaerőfelvételek, valamint az 1995 évi, 100 ezer háztartásra kiterjedő, a KSH által elvégzett címbejárás adatai alapján.

<sup>10</sup> Nagyváros alatt a megyeszékhelyek és a nem megyeszékhely, de 50 ezer főnél nagyobb városok értendők, összesen 22 település.

Az *F.2. táblázat* rámutat a nyugdíjasok és munkanélküliek túlreprezentáltságára és az aktív keresők alulreprezentáltságára is. Különösen problematikus a vállalkozók csekély száma a mintában.

A jövedelmek és kiadások erős összefüggésben vannak a háztartásban élő aktív keresők legmagasabb iskolai végzettségével, ami településtípusok szerint is erősen differenciált. Ezért fontosak számunkra az *F.3. táblázat* által bemutatott tények, elsősorban a felsőfokú végzettségűek nagymértékű alulreprezentáltsága a mintában. Ez az első időszakban főképp a Budapesten és a többi nagyvárosban élőkre volt jellemző, míg a második időszakban már az egyéb településeken élők körében is megfigyelhető ez a jelenség. Mindkét ciklusra érvényes sajátosság, hogy Budapesten és a nagyvárosokban a középfokú, az egyéb településeken az alapfokú végzettségűek körében legnagyobb a válaszadási hajlandóság.

*F.3. táblázat*

**A panelminta és a tényadatok hányadosai településtípusonként az aktív keresők minta-tény arányához viszonyítva, iskolai végzettség szerinti bontásban (%)**

Legmagasabb iskolai végzettség*	1993				1996			
	Budapest	Többi nagyváros	Egyéb település	Összes	Budapest	Többi nagyváros	Egyéb település	Összes
Alapfok	87	102	105	114	92	93	108	116
Középfok	134	111	91	90	128	119	91	92
Felsőfok	71	75	92	66	71	84	76	62
Aktív keresők összesen	100	100	100	100	100	100	100	100

\* Alapfokú végzettség: 8 általános, vagy annál kevesebb, szakmunkásképző; középfokú: érettségivel rendelkezők; felsőfokú: főiskolát vagy egyetemet végzettek.

*Tényadatok forrása:* 1996-ra vonatkozóan az 1996. évi mikrocenzus adatai, 1993-ra vonatkozóan a peremértékek tekintetében az 1993. évi statisztikai évkönyv adatai, a belső megoszlásra vonatkozóan saját számítás az 1990. évi népszámlálás, az 1996. évi mikrocenzus és az 1992, valamint 1994. évi bértarifa felvétel adatai alapján.

## F.2. Az adatok kalibrálása, a minta reprezentativitásának helyreállítása

Az adatállomány előbbieken bemutatott problémái miatt a kalibrálási eljárás és a megfelelő kontroll-változók kiválasztása különösen kényes feladatnak bizonyult. A kalibrálási eljárás kiválasztásakor alapvető szempont volt, hogy illeszkedjen a KSH eddigi, illetve átalakuló gyakorlatához, az eredeti HKF minta kalibrálási eljárásához.<sup>11</sup>

1993 óta a KSH a háztartás-statisztikai adatállomány kalibrálására az általánosított iteratív skálázás (generalized iterative scaling) eljárást alkalmazza (lásd *Darroch és Ratcliff (1972)*). Az eljárás legfontosabb előnyei közé tartozik, hogy megőrzi az eredeti mintasúlyoknak azt a tulajdonságát, hogy az egyes háztartások minden tagjának azonos a súlya. További előnye, hogy eleve biztosítja a súlyok nem-negativitását, és lehetőséget ad azok ésszerű keretek között tartására is. Az eljárás a következő feladatot oldja meg:

$$\min \sum_{j=1}^n [w_j (\log w_j - \log w_j^0) - (w_j - w_j^0)] \quad (1)$$

feltéve a

$$\sum_{j=1}^n w_j q_{ij} = c_i, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

kalibrálási egyenletek és az esetleges

$$l \leq w_j \leq u, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

korlátok teljesülését, ahol

- $n$  a háztartások száma a mintában;
- $w_j^0$  és  $w_j$  az eredeti mintasúlyok, illetve a kalibrált súlyok;
- $q_{ij}$  az  $i$ -edik kontroll-változó értéke a  $j$ -edik háztartásban;
- $c_i$  az  $i$ -edik kontroll-változó értéke a teljes népességben;
- $l$  és  $u$  a kalibrált súlyokra adott alsó, illetve felső korlát.

A kalibrálási eljárás során az alábbi kontroll-változókat használtuk:

<sup>11</sup> Ezúton mondunk köszönetet *Mihályffy Lászlónak* a kalibrálással kapcsolatos rendkívül fontos információiért és *Keszthelyiné Rédei Máriának* a kontroll változók értékének meghatározásában nyújtott segítségért. A HKF során alkalmazott kalibrálási eljárásról írásban lásd a *KSH Családi Költségvetés adattár, 1999* kötet angol nyelvű függelékét.

1. 4 korcsoport, férfi-nő bontásban, Magyarország 7 (NUTS II szintű) régiójára (összesen 56 változó). A 4 korcsoport: 0-19, 20-34, 35-54 és 55-X évesek (lásd *F.1. táblázat*).
2. Az alap-, közép- illetve felsőfokú iskolai végzettségű aktív keresők, Budapest – nagyvárosok – egyéb települések szerinti területi bontásban (lásd *F.3. táblázat*).
3. Budapest, a nagyvárosok és egyéb települések összlakossága.
4. Területi bontás nélkül a vállalkozók, nyugdíjasok, gyesen lévők, tanulók és nem tanuló gyermekek száma (lásd *F.2. táblázat*).
5. Szintén területi bontás nélkül a háztartások száma, valamint az egy-személyes és a gyermekes háztartások száma.

Eredeti elképzelésünk szerint a 4. és 5. csoportba tartozó változók esetében is szeretttük volna a kalibrálást Budapest – nagyvárosok – egyéb települések bontásban elvégezni, de ezt a budapesti minta kis mérete sajnos nem tette lehetővé.

A 4. változócsoporthal kapcsolatosan megjegyezzük, hogy az – a 2. csoporttal együtt – implicit módon tartalmazza az alkalmazottakat is, hiszen az aktív keresők belőlük és a vállalkozókból állnak.

A kontroll-változók meghatározása kapcsán a munkanélküliek problémájáról kell még beszélnünk. A háztartás-statisztikai adatfelvétel azokat tekintti munkanélkülinek, akiknek nincs fő jövedelemszerző tevékenységük és az inaktivitásuk típusára vonatkozó kérdésre a ‘munkát keres’ feleletet választják. Az adatok mikroelemzéséből egyértelmű, hogy a tényleges munkanélküliség szempontjából nehezen választhatóak el ettől azok, akik a ‘háztartást vezet’ és különösen, akik a ‘nem kíván dolgozni’ feleletet választották. További problémát jelent, hogy ezekkel a kategóriákkal nehezen hozhatóak összhangba a munkanélküliségre vonatkozó makroszintű adatok. Legcélszerűbb megoldásnak az tűnt tehát, ha a kalibrálás szempontjából egy kategóriának kezeljük a munkanélkülieket és az egyéb eltartottakat.

A kalibrálási eljárást mindkét időszak esetében a ciklus első évére végeztük el, az így nyert súlyokat alkalmaztuk a következő két évre is.

Alsó és felső korlátként az 1993–95 közötti időszakban a 400 és 12000, az 1996-8 közötti időszakban (melynek mintája, mint említettük jelentősen kisebb volt) a 650 és 13000 értékeket alkalmaztuk. A korlát állításának az volt a célja, hogy lehetőség szerint csökkentsük a súlyok relatív eltérését. A felső korlát csökkentése esetén a fentiekben ismertetett (1)–(3) feladatnak nem volt megoldása. Az alsó korlát ebből a szempontból növelhető lett volna, de ezzel jelentősen megnöveltük volna a jövedelmi decilisek becslésének hibáját és torzulását.

Összehasonlításként megjegyezzük, hogy a panel eredeti mintasúlyai 1993-ban a 204 és 6440, 1996-ban pedig 501 és 10309 közötti sávban helyezkednek el. A teljes HKF-minta kalibrált súlyai 1993-ban 72 és 3932, 1996-ban 121 és 2186 között voltak. Ez azt jelenti, hogy sikerült megtartanunk a mintasúlyok legnagyobb és legkisebb értékei közötti arányokat. Mindenképpen meg kell azonban említeni, hogy a mintasúlyok ilyen nagymértékű különbözősége rontja az adatállomány minőségét. A mintasúlyok elemzése kapcsán egyértelművé vált, hogy – még ha a válaszmegtagadástól el is tekintünk – a panel kiválasztása a teljes mintából a statisztikai elemzés szempontjából nem megfelelő, túlságosan sok esetleges torzító tényezőt tartalmaz.

A fejezet befejezéseként az *F.4. táblázat* a kalibrált adatokkal számított jövedelmi decilisek hibájára és torzulására vonatkozó adatokat tartalmaz, melyeket a bootstrap módszer alkalmazásával nyertünk. (A módszerről lásd pl. *Efron (1982), Efron–Tibshirani (1993)*.) Azért az 1998-ra vonatkozó értékeket közöljük, mert ezek a legrosszabbak.

*F.4. táblázat*

**A jövedelmi decilisekre vonatkozó bootstrap statisztikák, 1998**

	Érték	Relatív hiba (%)	Torzulás/hiba (%)	95%os konfidencia intervallum*	
1. decilis	161905	3,0	-16	152614	170497
				152986	170497
2. decilis	196204	2,6	0	186272	205850
				186160	205850
3. decilis	226067	2,3	1	216026	235334
				215543	235334
4. decilis	252376	2,5	26	242755	266368
				242105	265627
5. decilis	281850	1,8	27	273930	293997
				273930	293911
6. decilis	310200	1,4	6	300352	319932
				302180	322484
7. decilis	345208	2,1	18	331870	361738
				331344	361096
8. decilis	398403	2,3	4	380713	414088
				381664	415096
9. decilis	476319	4,0	24	451475	516300
				452185	516300

\* Az első sor a percentilisek alapján számított, a második a torzulással korrigált konfidencia intervallumot tartalmazza.

A számítások a STATA 6.0 programmal készültek, 3000 visszatevéses mintavétel alkalmazásával.

## IRODALOM

- Andorka, R.–Kolosi, T.–Vukovich, Gy. (1992, 1994, 1996, 1998): Társadalmi riport. TÁRKI, Budapest.
- Atkinson, A.B.–Micklewright, J. (1992): *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*. Cambridge University Press, Cambridge.
- 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.
- Czeglédi, T.–Sik, E. (1996): Függelék. Átmeneti mátrixok. In: Sik E.–Tóth I. Gy. (szerk.): *Társadalmi páternoszter 1992–95*. MHP Műhelytanulmányok, BKE Szociológia Tanszék–KSH–TÁRKI, Budapest.
- Darroch, J. N. – Ratcliff, D. (1972): Generalized iterative scaling for log-linear models. *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 43. pp. 1470–1480.
- Deaton, A. (1998): *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Published for the World Bank, The Johns Hopkins Press, Baltimore and London. pp. 1–479.
- Efron, B. (1982): *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*. Society for Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia.
- Efron B.–Tibshirani, R. (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall, New York.
- Habich, R.–Spéder, Zs. (1998): Vesztesek és nyertesek: a társadalmi változás következményei három országban. In: Andorka, R.–Kolosi, T.–Vukovich, Gy.: *Társadalmi riport 1998*. TÁRKI, Budapest.
- Heinrich, G. (1999): *When average is not good enough: An analysis of income inequality in transition*. UNU/Wider and CERT, Heriot–Watt University
- Kapitány Zs.–Keszthelyiné Rédei M.–Molnár Gy. (1999): A „rejtőzködő” panel. *Statisztikai Szemle*, 10–11. sz. 833–843. old.
- Kattuman, P.–Redmond, G. (1997): *Income Inequality in Hungary, 1987–1993*. DAE Working Paper No. 9726.
- Kattuman, P.–Redmond, G. (2001): *Income Inequality in Early Transition: The Case of Hungary 1987–1996*. Vol. 29. No. 1. pp. 40–65.
- Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich Gy. (2000): *Társadalmi riport 2000*. TÁRKI, Budapest.

- Kolosi T.–Bedekovics I.–Szívós P.(1998): Munkaerőpiac és jövedelmek. In: MHP Műhelytanulmányok. Zárótanulmány az MHP 6. hullámáról. BKE–TÁRKI, 8–21.old.
- KSH (1997): A háztartási költségvetési felvétel módszertana. Statisztikai Módszertani Füzetek 37. sz. KSH, Budapest.
- KSH (1998): Fogyasztói árindex füzetek. Budapest.
- KSH (különböző évek): Családi költségvetés adattár. KSH, Budapest.
- Lokshin, M.–Ravallion, M. (2000): Short-Lived Shocks with Long-Lived Impacts? Household Income Dynamics in a Transition Economy. World Bank, *Working Paper Series* No. 2459. pp. 1–26.
- Medgyessy M.–Szívós P.–Tóth I. Gy. (2000): Szegénység és egyenlőtlenségek: generációs eltolódások. In: Kolosi T.–Tóth I. Gy.–Vukovich, Gy. (szerk.): Társadalmi riport 2000.
- Mihályffy, L. (1994): The Unified System of Household Surveys in the Decade 1992–2001. *Statistics in Transition*, June 1994. Vol. 1. No. 4. pp. 443–462.
- Milanovic, B. (1998): Income, Inequality and Poverty during the Transition from Planned to Market Economy. Washington D. C.: World Bank.
- Milanovic, B. (1999): Explaining the increase in inequality during transition. *Economics of Transformation* Vol. 7. No.2. pp. 299–341.
- Nagy, Gy–Sik, E.(1998): Munkanélküliség. In: MHP Műhelytanulmányok. Zárótanulmány. BKE–TÁRKI, 22–37.old.
- Pudney, S. (1994): Earnings Inequality in Hungary: A Comparative analysis of Household and Enterprise Survey Data. *Economics of Planning* Vol. 27. No. 3. pp. 251–276.
- Redmond, G.–Kattuman, P. (2001): Employment Polarisation an Inequality in the UK and Hungary. *Cambridge Journal of Economics* Vol. 25. No. 4. pp. 467–480.
- Révész T. (1995): „Háztartás-statisztika – érvényességvizsgálat”. *Statisztikai Szemle* 1. sz. 31–49. old.
- Révész, T. (1994): An Analysis of the Representativity of the Hungarian Household Budget Survey Samples. Discussion Paper on Economic Transition, No. DPET 9403, University of Cambridge.
- Rutkowski, J. J. (1999): Earnings Mobility during the Transition. The Case of Hungary, 1992–97. The World Bank, ECSHD, manuscript.
- Rutkowski, J.J. (2001): Earnings Mobility during the Transition: The Case of Hungary. MOCT–MOST: Economic Policy in Transitional Economies Vol. 11. No. 1. pp. 69–89.

- Shorrocks, A. F. (1978a): The Measurement of Mobility. *Econometrica* Vol. 46. pp. 1013–1024.
- Shorrocks, A. F. (1978b): Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory* Vol. 19. pp. 376–393.
- Sik E.–Tóth I. Gy. (1997): Az ajtók záródnak? MHP 5. hullám. Műhelytanulmányok. TÁRKI, Budapest.
- Spéder, Zs.(1996): Változások évről évre. In: Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy.: Társadalmi riport 1996. TÁRKI, Budapest, 4–69.old.
- Spéder, Zs. (1998): Poverty Dynamics in Hungary during the Transformation. *Journal of Economics of Transition* No. 1. pp. 1–21.
- Spéder, Zs.–Habich, R.(1998): Loser and Winner: Processes and Outcomes during the Transformation in a Comparative Perspective. Paper presented at the Conference „Interaction between Politics and Economics in the Post-Socialist Transition”. Collegium Budapest, 1998.
- Szívós, P.–Tóth, I. Gy. (1998): A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és jóléti támogatások. In: MHP Műhelytanulmányok. Zárótanulmány az MHP 6. hullámáról. BKE–TÁRKI, 44–57.old.
- Tóth, I. Gy.–Andorka, R.–Förster, M.–Spéder, Zs. (1994): Poverty, Inequalities and the Incidence of Social Transfers in Hungary, 1992–93. Paper prepared for the World Bank Office Budapest, TÁRKI, Budapest.
- Tóth, I. Gy. (1995): The First Two Waves of the Hungarian Household Panel: Methods and Results. *Innovation*, Vol. 8. No.1. March, pp. 109–121.
- van de Walle, D.–Ravallion, M.–Gautam, M. (1994): How Well Does the Social Safety Net Work? The Incidence of Cash Benefits in Hungary, 1987–89. LSMS *Working Paper* No. 102. The World Bank, Washington.