

## KAPITÁNY ZSUZSA–MOLNÁR GYÖRGY

# Egyenlőtlenség és mobilitás a magyar háztartások jövedelmében, kiadásaiban és tartós fogyasztási cikkeinek állományában

---

Cikkünk a magyar háztartások jövedelmeinek, kiadásainak, valamint tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságának egyenlőtlenségeit és mobilitását vizsgálja 1993 és 1998 között. A korábbi kutatások arra az eredményre jutottak, hogy a kilencvenes évek elején Magyarországon növekedtek, majd az évtized közepén érzékelhető stagnálás és enyhe növekedés után 1996-tól ismét szignifikánsan nőttek a jövedelmi egyenlőtlenségek. Számításaink ezt a megállapítást nem igazolták, a kilencvenes évek második felére a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése megállt, amit a kiadások és a tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottság elemzése is alátámaszt. Az egyenlőtlenségek stagnáló szintje mind a jövedelmek, mind a kiadások, mind pedig a tárgyi vagyron esetében időben csökkenő mobilitással párosul. Különösen erős immobilitás mutatható ki a jövedelmi és kiadási skálák két végén. Kutatásunk egyik fontos célja volt, hogy – a KSH háztartási költségvetési felvételének adatbázisából kiindulva – létrehozzunk és folyamatosan előállítsunk egy, a magyarországi háztartási adatokra vonatkozó panel-adatállományt, amelyet magyar rotációs háztartáspanelnek neveztünk el.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: D12, D31, D63, I31, P36.

---

A kelet- és közép-európai háztartások jövedelmeit és kiadásait a kilencvenes évek elején elemző kutatások megállapították, hogy mind a jövedelmek, mind a kiadások szintjében növekedett a háztartások közötti egyenlőtlenség, ezzel egyidejűleg megnőtt a háztartások jövedelmi és kiadási mobilitása, a relatív jövedelmi és kiadási pozíciók viszonylag gyorsan változtak.<sup>1</sup>

Kutatásunk egyik alapkérdése az volt, hogy Magyarországon az átmenet későbbi szakaszában hogyan alakultak ezek a folyamatok, az átmenet kezdetének viszonylag magas mobilitása mérséklődik-e a későbbiekben, és a mobilitás esetleges csökkenésével párhuzamosan hogyan alakul a jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek szintje és időbeli trendje. Az egyenlőtlenségek és a mobilitás alakulását az is színezi, hogy az egész

\* A cikk elsősorban a CERGE-EI/World Bank Global Development Network, 2001 Research Competition programja keretében folytatott kutatás magyar nyelvű összefoglalója, de felhasználjuk benne az OTKA T29887 számú kutatásunk eredményeit is. Köszönetet mondunk a program által szervezett prágai munkaértekezleten elhangzott hasznos tanácsokért *Randall Filernek*, *David Jaegernek*, *Ira Gangnek*, *Lyn Squire-nek* és *Michal Kejaknak*, értékes tanácsaiért, baráti segítségéért *Simonovits Andrásnak*, hasznos észrevételeikért *Kőrösi Gábornak* és *Sik Endrének*. A cikk alapjául szolgáló adatbázis nem készülhetett volna el a KSH munkatársai, elsősorban *Keszthelyiné Rédei Mária*, *Havasi Éva*, *Mihályffy László*, *Kátay László* és *Vági Péter* segítő támogatása nélkül, amit ezúton is köszönünk.

<sup>1</sup> Lásd erről *Atkinson–Micklewright* [1992] és *Milanovic* [1998], [1999] átfogó munkáit.

folyamat a háztartások összes jövedelmének és kiadásainak nagyarányú csökkenése mellett zajlott le.

Magyarországon a kilencvenes években a háztartások jövedelmeivel és kiadásaival foglalkozó vizsgálatok két nagy, átfogó adatbázist elemeztek, egyrészt a KSH háztartás-statisztikai felvételét, másrészt a Tárki háztartáspanel-vizsgálatát. A háztartáspanel adatbázisának felhasználásával számos tanulmány és cikk készült.<sup>2</sup>

Tanulmányunk a jövedelmi és kiadásbeli különbségek méréséhez, a változások mértékének és irányának megállapításához az általuk használt adatbázistól és részben a módszertantól is eltérő, de fogalmi és mérési apparátusukhoz hasonló kutatási eszközöket használ. Kevesebben alkalmazták a jövedelmi egyenlőtlenségek méréséhez és időbeli változásának nyomon követéséhez a KSH háztartási költségvetési felvételének adatállományát,<sup>3</sup> vélhetően elsősorban azért, mert ez nem paneljellegű.

A Tárki háztartáspanelje, amely elsősorban a jövedelmi adatok felvételére koncentrált, 1997-ben lezárult, azóta nincsenek paneljellegű magyar háztartási adatok. Munkánk során ezért alapvető célunk volt, hogy a KSH háztartási költségvetési felvételének adatbázisából kiindulva létrehozunk egy, az 1993–1995 és az 1996–1998 közötti időszakokra vonatkozó panel-adatállományt.<sup>4</sup> Ezt az adatállományt a továbbiakban, előállítási módjára is utalva, *magyar rotációs háztartáspanelnek* (vagy röviden rotációs panelnek) nevezzük.

A kutatásunkat megelőző korábbi elemzések egybehangzón arra az eredményre jutottak, hogy az átmenet első időszakában, a kilencvenes évek elején, Magyarországon növekedtek a jövedelmi egyenlőtlenségek. A Tárki vizsgálatai szerint az évtized közepén érzékelhető stagnálás, enyhe növekedés után 1996-tól kezdődően ismét szignifikánsan nőttek a jövedelmi egyenlőtlenségek (*Medgyesi–Szívós–Tóth* [2000]). A rotációs panel alapján végzett számításaink ezt a megállapítást nem igazolták.

Az általunk vizsgált időszak középpontjában van az 1995. évi stabilizációs program. Éppen ezért olyan eszköztár létrehozására törekedtünk, amelynek segítségével az olyan sokkszerű, rövid ideig tartó, de drasztikus hatású jelenségek is, mint egy rövid távú stabilizációs program és annak hatása elemezhetők és korrekt módon leírhatók. A jövedelmek és kiadások mobilitásának alakulását a szokásostól kissé eltérő megközelítésben, az átmenetmátrixok egy módosított formáját kidolgozva vizsgáljuk. Vizsgálatunk további új eleme, hogy az egyenlőtlenségek és a mobilitás változásának elemzését a tartós fogyasztási cikkek esetében is elvégeztük.

Az egyenlőtlenségeket és a mobilitást elemző tanulmányok általában nagyobb figyelmet szentelnek a jövedelmi oldalnak és kevesebbet a kiadási oldalnak, vagy egyáltalán nem is foglalkoznak vele. Mi igyekeztünk ezen a téren egyensúlyt teremteni, amihez az adatállomány is kiváló feltételeket nyújtott.

Cikkünkben először röviden ismertetjük az adatállományt. Majd a jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek alakulását vizsgáljuk különböző mérőszámok alapján. Ennek során bemutatjuk a kiadási egyenlőtlenségek termékcsoportok szerinti dekompozícióját is. A következő fejezet foglalkozik a jövedelmi és kiadási mobilitás–immobilitás időbeli alakulásával, az egyenlőtlenségek és a mobilitás kapcsolatával. Az utolsó fejezetben a háztartások tárgyi vagyoni egyenlőtlenségeit és mobilitását elemezzük, egy általunk kialakított pontrendszer segítségével. A cikket a legfontosabb következtetések összefoglalása zárja.

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

<sup>3</sup> Collins–Redmond [1997], Katuman–Redmond [1997], [2001], Pudney [1994], Redmond–Katuman [2001].

<sup>4</sup> Az 1993–1995 közötti panelről lásd Kapitány–Keszthelyiné Rédei–Molnár [1999]. Az adatállományok részletes leírása magyar, illetve angol nyelven megtalálható a Kapitány–Molnár [2001], [2002] függelékében.

## A magyar rotációs háztartáspanel rövid bemutatása

A Központi Statisztikai Hivatal 1993 óta évenként ismétlődő háztartási költségvetési felvétele részben havi naplóvezetésen, részben utólagos éves kikérdezésen alapul, és igen részletes kiadási adatokat tartalmaz. A megkérdezett háztartások harmada évenként rotálódik–cserélődik, így a háztartásoknak mintegy egyharmada-egynegyede három évig szerepel a felvételen.<sup>5</sup>

A nyolcvanas évek végén és a kilencvenes évek elején létrejött háztartási költségvetési adatállományok felhasználásával már korábban is történtek igen színvonalas kísérletek ezen adatbázis panelesítésére és az erre alapozott elemzésre (*van de Walle–Ravallion–Gautam* [1994], *Révész* [1994], [1995]). Eredményeik rávilágítottak a panelesítésben rejlő kutatási lehetőségekre, de az ezzel kapcsolatos adatminőségi problémákra is. 1993-tól kezdődően nyílt reális lehetőség arra, hogy a KSH háztartási költségvetési felvételtől kibontsuk a korábban soha fel nem használt panel-adatállományt, mivel ebben az időszakban az egységes adatfelvételi rendszerben lényeges szerkezeti változás nem történt.

Sajnos, 1995 és 1996 között a teljes minta kicserélődött, ezért 1996-ban új panelciklus kezdődött. A panel létrejöttének módjára, a rotálódó háztartási költségvetési felvétel mintájából történő előállításra utal a *rotációs panel* elnevezés. Összességében az 1993–1995. évi panel 3507, az 1996–1998. évi pedig 1863 háztartást tartalmaz.

A panel kismértékben tovább erősítette a háztartási költségvetési felvételhez használt minta néhány kedvezőtlen jellemzőjét. Ezek közül a legfontosabbak:

- a fiatal felnőttek jelentős alul-, az idősek felülreprezentáltsága;
- a munkanélküliek és a nyugdíjasok felül-, az aktív foglalkoztatottak, különösen a vállalkozók alulreprezentáltsága;
- Budapest jelentős, a nagyvárosok kisebb mértékű alulreprezentáltsága;
- a felsőfokú végzettségűek alulreprezentáltsága.

A kor, nem, aktivitás, legmagasabb iskolai végzettség és regionális elhelyezkedés szerinti reprezentativitás helyreállítása érdekében az általánosított iteratív skálázás módszerével (lásd *Darroch–Racliff* [1972]) kalibráltuk (súlyoztuk) az adatokat. Az előállított súlyok az egyes háztartásokon belül mindenkre nézve azonosak.

Sajnos, semmiféle súlyozás nem oldja meg a háztartási költségvetési felvétel alapvető mintavételi problémáját. A mintából hiányoznak ugyanis a legszegényebbek, akikkel a kérdezőbiztosok nem tudnak kapcsolatot teremteni (például a hajléktalanok, funkcionálisan írástudatlanok). Hiányoznak továbbá a gyakran elkülönülő életmódot folytató leg-gazdagabbak, akik megtagadják az adatközlésben való részvételt.

A háztartási költségvetési felvétel eredeti súlyozásának alkalmazása esetén a rotációs panel háztartásainak egy főre jutó nettó átlagjövedelme néhány százalékkal alacsonyabb a háztartási költségvetési felvétel teljes mintája alapján számított átlagjövedelemnél. Vagyis a többéves kérdésben részt venni hajlandók átlagjövedelme és átlagkiadása kismértékben alacsonyabb a teljes mintáénál. A kalibrálási eljárás eredményeként kapott panelsúlyokat alkalmazva, kompenzálni tudtuk a panel- és az eredeti minta szerkezete közötti különbségeket, valamint a háztartási költségvetési felvétel évről évre változó mintavételi és súlyozási módszertanának néhány következetlenségét is.

A tanulmányban végig a háztartás *nettó* jövedelmével dolgozunk, levonva a jövedelemadót és a társadalombiztosítási befizetéseket. A jövedelem tartalmazza a saját termelésből történő fogyasztást, valamint a mezőgazdasági termelésből származó bevételek és

<sup>5</sup> A KSH háztartási költségvetési felvételének jellemzőiről lásd a KSH Családi költségvetés című kiadványainak módszertani fejezeteit, valamint KSH [1997]-et. A mintavételi eljárás részletes leírása megtalálható *Mihályffy* [1994]-ben.

kiadások egyenlegét. A szokásos tételeken túl jövedelemként kezeljük a KSH kategorizálása szerint jövedelemként el nem számolt pénzbevételek egy részét, nevezetesen az ingó, ingatlan vagyon eladásából, a gyermekek után járó lakásépítési kedvezmény igénybevételéből, a kárpótlási jegy hasznosításából és a kapott vagyon eladásából származó bevételeket. Ezzel elkerültük a negatív jövedelmek megjelenését az adatállományban.

A háztartások kiadásán a fogyasztási célú kiadásokat értjük, beleértve a saját termelésből történő fogyasztást. A kiadások nem tartalmazzák a nem személyes célú kiadásokat. Alkalmanként – elsősorban a makroadatokkal való összevetés során – szinonimaként a fogyasztás kifejezést is használjuk.

A jövedelem általunk alkalmazott definíciójával közelebb kerültünk a fogyasztási eleméletek alapegyenletéhez, amelynek értelmében a jövedelmek és kiadások különbsége adja a (pozitív vagy negatív) megtakarítást. Ezt az elvi megállapítást azonban a gyakorlatban fenntartásokkal kell kezelnünk. A felejtésen, tévesztésen, a különösen a vállalkozókra, szellemi szabadfoglalkozásúakra jellemző szándékos jövedelemeltitkoláson túl, valamint az éves kiadások egy részének (élelmiszerek, élvezeti cikkek, kisebb értékű ruhaneműk vásárlásának) havi adatokból történő extrapolálásán kívül még két torzító tényezőt kell megemlítenünk.

Az első ilyen tényező abból adódik, hogy az adatfelvétel egyáltalán nem kérdez rá a megtakarításokra, a kamat és az osztalék csak akkor jelenik meg jövedelemként, ha a háztartás azt készpénzben felveszi. A másik tényező a vállalkozások, köztük az alapvetően adóelkerülési céllal létrehozott „családi” betéti társaságok jövedelmének és kiadásainak következtelen elválasztása az adatszolgáltatás során a háztartási jövedelmektől és kiadásoktól. A háztartások gazdálkodásában jelentős tételeket, mint például a lakások rezsijének vagy a tartós fogyasztási cikkek vásárlására fordított kiadásoknak egy részét a vállalkozás fedezi, miközben ezek a szolgáltatások és a vásárolt fogyasztási cikkek a háztartás és a vállalkozás céljaira egyaránt felhasználhatók. Az is gyakran előfordul, hogy az adatszolgáltatók nem elég következetesek, „féloldalasan” titkolják el jövedelmüket és kiadásukat. A vállalkozásból finanszírozott, de háztartási célra használt termékeket a háztartás fogyasztásaként jelenítik meg, de nem számolnak a hozzá kapcsolódó jövedelemmel.

Erre a jelenségre vonatkozóan az eredeti minta és a panel összevetéséből adódó közvetett bizonyítékokkal rendelkezünk. Említettük már, hogy a legmagasabb jövedelmi és a legmagasabb kiadási decilisbe tartozók az átlagnál nagyobb mértékben esnek ki a panelből. Az első jövedelmi decilisbe tartozók is az átlagnál kevésbé maradtak bent a panelben, ugyanezt azonban már nem mondhatjuk el a legalacsonyabb kiadási decilistről. Az első jövedelmi decilisből ugyanis alig kerülnek be a panelbe olyanok, akiknek a kiadásai lényegesen meghaladják jövedelmüket. Egészen szélsőséges formában figyelhető meg ez a jelenség a vállalkozók esetében. A panelben az első jövedelmi decilisbe tartozó vállalkozók kiadás szempontjából valamennyien az első hat decilisbe tartoznak, míg a panelbe be nem került, az első jövedelmi decilisbe tartozó vállalkozók fele ennél magasabb kiadási csoportba tartozik.

Egyértelműnek tűnik, hogy azok, akik szándékosan vagy nem szándékosan, de eltitkolják jövedelmüket, viszont nem sikerül ezzel összhangba hozniuk a kiadásokról szóló adatszolgáltatásukat, vagy akik nem képesek háztartási jövedelmüket és kiadásukat szinkronizálni vállalkozásuk jövedelmével és kiadásával, azok menet közben, az első év végi összesítéskor dőbbenve rá hibájukra, nem vállalják a következő évben is a felmérésben való részvételt. Ennek következményeként a háztartások relatív jövedelmi és kiadási pozíciójának eltérése a panelben kisebb, mint a teljes mintában.

A rotációs panel adatainak bemutatását a KSH makroadatokkal való összehasonlítással zárjuk. A rotációs panel az 1993 és 1996 (a fogyasztás esetében 1997) közötti időszakban

az egy főre jutó reáljövedelem és fogyasztás jóval nagyobb csökkenését regisztrálja, mint a makroadatok (1. táblázat). Összehasonlításként a jövedelem esetében bemutatjuk a Társi háztartáspaneljével végzett számítások eredményét is. Van ugyan némi időbeli elcsúszás a Társi háztartáspanelje és a rotációs panel között,<sup>6</sup> de a két háztartásfelvétel alapvetően hasonló képet mutat.

1. táblázat

Az egy főre jutó reáljövedelem és fogyasztás alakulása – összehasonlítás (1993=100)

Megnevezés	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Jövedelem</i>						
KSH-makroadat	100	103	98	98	99	103
Rotációs panel	100	99	89	80	79	82
Társi háztartáspanel	100	92	86	77	–	–
<i>Fogyasztás</i>						
KSH-makroadat	100	100	94	91	93	98
Rotációs panel	100	99	91	87	83	84

Forrás: KSH-makroadat: KSH [2001], Társi háztartáspanel: Galasi [1998].

A makro- és a mikroeredetű adatok közötti eltérés oka a *nemzeti számlák* és a háztartási adatfelvételek közötti fogalmi és módszertani különbségekben rejlik. Nemcsak a trendben, hanem a szintekben is igen jelentősek a különbségek: a nemzeti számla a jövedelmekben mintegy kétszeres, a fogyasztásban másfélszeres értékeket mutat ki, mint a rotációs panel.

A trendek közötti eltéréseket okozó, az eltérő számbavételből adódó különbségek közül hármát emelünk ki. A legnagyobb eltérés a tulajdonosi jövedelmekben található. A vizsgált években dinamikusan növekedett a banki kamatok és az osztalékok összege, amelyekből a háztartási adatok csak a felvett összegeket veszik számba. Az eltérést a vállalkozók jövedelemének eltitkolásával kapcsolatos, korábban tárgyalt jelenségek is magyarázzák. A nemzeti számlák készítésekor ugyanis a vállalkozói jövedelmeket az adóhivatal adatainak és részben erre alapozott szakértői becsléseknek a felhasználásával veszik számba. A nemzeti számla tartalmazza a saját tulajdonú lakások imputált lakbérét, ami a vizsgált időszakban zajló lakásprivatizáció miatt jelentősen megnőtt. Ezt – szerintünk helyesen – a háztartási költségvetési felvétel adatbázisának a készítésekor nem veszik figyelembe.

A további módszertani különbségek a trendek közötti eltéréseket már kevésbé befolyásolják. Mindezek alapján úgy gondoljuk, hogy ha eltekintünk a legmagasabb jövedelmű vállalkozói rétegtől, akkor a háztartási adatfelvételek pontos képet adnak a háztartások jövedelmének és kiadásainak a kilencvenes évek közepi alakulásáról.

<sup>6</sup> Az elcsúszás abból is származhat, hogy a rotációs panel adatfelvétele naptári éven alapul, a Társi háztartáspanelé pedig az áprilistól a következő év márciusáig tartó időszakon. Megjegyezzük, hogy a jövedelmi szintek tekintetében is van mintegy 25 százalékos különbség a két panel között a Társi háztartáspanel javára. A két panel jövedelmi és kiadási adatainak összevetéséről részletesebben írtunk *Kapitány-Molnár* [2001]-ben.

## A jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek alakulása

### Jövedelmi egyenlőtlenségek

Az elmúlt években számos vizsgálat foglalkozott a magyar kereseti egyenlőtlenségekkel – vagy tágabban: a magyar háztartások jövedelmi egyenlőtlenségeivel.<sup>7</sup> A háztartási költségvetési felvétel (nem panel) adatait elemezve *Kattuman–Redmond* [2001] vizsgálták a magyar jövedelmi egyenlőtlenségek alakulását 1987 és 1996 között. Szerintük 1991 és 1993 között erőteljes, 1993 és 1996 között pedig enyhébb növekedést figyelhetünk meg a jövedelmi egyenlőtlenségekben.

Az általunk vizsgált időszakot teljes egészében magában foglaló idősort közöl a *Medgyesi–Szivós–Tóth* [2000] tanulmány. Adataikat az 1991–1992 és 1996–1997 közötti időszakra vonatkozóan a háztartáspanel, ezt követően pedig a Tárki háztartásmonitorjának egymástól független felvételei alapján számították. Eredményeik szerint az egy fogyasztási egységre<sup>8</sup> jutó jövedelem Gini-együtthatója 1992–1993 és 1994–1995 között 0,278-ról 0,316-ra növekedett, majd két évig a 0,309-es szinten stagnált. Ezt követően a Gini-együttható ismét növekedésnek indult, értéke 1997–1998-ban 0,320, 1998–1999-ben pedig 0,343.

A rotációs panellel végzett számításaink alapján kapott értékek igen hasonlóak a *Kattuman–Redmond* [2001] cikk 1993 és 1996 közötti időszakra vonatkozó eredményeihez, sok vonatkozásban eltérnek viszont a *Medgyesi–Szivós–Tóth* [2000] tanulmánynak az 1996 és 1998 közötti időszakra vonatkozó eredményeitől.

Különböző jövedelmi egyenlőtlenségi mérőszámokat mutatunk be a 2. táblázatban. P90/P10 jelöli a megfelelő változó 90. és 10. percentilisének hányadosát, GE(-1) és GE(2) pedig az általánosított entrópia (*generalised entropy*) egyenlőtlenségi mutató értékét a -1 és a 2 paraméterek mellett.<sup>9</sup> A GE(2) a variációs együttható négyzetének a fele. A GE(2) mutató viszonylag érzékenyebb a vizsgált megoszlás tetején, a GE(-1) az alján jelentkező különbségekre, míg a Gini-együttható elsősorban a megoszlás módusza körül érzékeny.

Néhány egyenlőtlenségi mérőszám esetében bemutatjuk a 95 százalékos szignifikanciaszint melletti, torzulással korrigált konfidenciaintervallumokat is.<sup>10</sup>

A rotációs panelből számolt Gini-együtthatók végig alacsonyabbak, mint a Tárki háztartáspanelből származók. Ez a különbség elsősorban azzal magyarázható, hogy a háztartáspanel relatíve több magas jövedelmű budapesti háztartást tartalmaz, mint a háztartási költségvetési felvétel.

<sup>7</sup> Például *Galasi* [1998], *Heinrich* [1999], *Kattuman–Redmond* [1997], *Milanovic* [1999], *Pudney* [1994], *Spéder* [1998], *Redmond–Kattuman* [2001].

<sup>8</sup> Vagyis a háztartás jövedelmét nem a háztartás létszámával, hanem egy létszámekvivalenssel, adott esetben  $L^{0,73}$ -mal osztják, ahol  $L$  jelöli a háztartás létszámát. Többszemélyes háztartás esetén a 2. személy körülbelül 0,66 „egységnek”, a 3. személy 0,57 „egységnek”, a 4. személy 0,52 „egységnek” számít. A továbbiakban mi is ezt a megoldást alkalmazzuk, ha egy fogyasztási egységre eső jövedelemről vagy kiadásról van szó. Jövedelem esetén talán gyakoribb az ekvivalens jövedelem elnevezés, a kiadásokra is jól használható egységes terminológia érdekében térünk el ettől.

<sup>9</sup> Az általánosított entrópia mutatót a  $GE(c) = \frac{1}{nc(c-1)} \sum_{i=1}^n \left[ \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^c - 1 \right]$  képlettel számítjuk, ahol  $y$  a vizsgált változó,  $\mu$  az  $y_i$  értékek átlaga,  $c$  pedig a választható paraméter. A mutatóról és felhasználásáról az egyenlőtlenség tényezőik, illetve népességszámok szerinti felbontásában lásd például *Shorrocks* [1982], [1984], *Jenkins* [1995].

<sup>10</sup> A konfidenciaintervallumokat a *bootstrap* módszer alkalmazásával állítottuk elő. A módszerről lásd például *Efron* [1982], *Efron–Tibshirani* [1993].

2. táblázat  
A jövedelmi egyenlőtlenségek alakulása a rotációs panel alapján

Megnevezés	1993	1994	1995	1996	1997	1998
P90/P10 (főre)	2,58	2,66	2,83	2,94	2,86	2,94
Konfidenciaintervallum	2,49-2,70	2,57-2,75	2,74-2,94	2,78-3,07	2,77-2,96	2,82-3,15
P90/P10	2,44	2,54	2,60	2,63	2,60	2,67
Konfidenciaintervallum	2,34-2,55	2,48-2,58	2,48-2,72	2,51-2,75	2,50-2,71	2,58-2,79
P90/P50	1,63	1,61	1,62	1,63	1,63	1,64
P50/P10	1,49	1,58	1,61	1,62	1,60	1,62
P75/P25	1,61	1,63	1,61	1,64	1,58	1,60
Gini-együttható (főre)	0,234	0,218	0,238	0,247	0,229	0,242
Konfidenciaintervallum	0,223-0,246	0,211-0,226	0,225-0,253	0,233-0,260	0,221-0,239	0,231-0,254
Gini-együttható	0,222	0,208	0,225	0,227	0,211	0,223
Konfidenciaintervallum	0,213-0,233	0,205-0,214	0,215-0,228	0,221-0,235	0,199-0,216	0,216-0,235
GE(-1)	0,087	0,076	0,089	0,091	0,076	0,090
GE(2)	0,115	0,086	0,116	0,109	0,083	0,101
P90/P10 tartósmunka-nélküliek háztartásai nélkül	2,40	2,31	2,42	2,44	2,40	2,48
Gini-együttható munkajövedelemre*	0,371	0,376	0,391	0,394	0,400	0,409

Ahol nem jelezzük másként, ott az egy fogyasztási egység alapján számított mutató szerepel a táblázatban.

\* Azon háztartások egy fogyasztási egységre jutó Gini-együtthatója, amelyeknek van munkajövedelmük, csak ennek a jövedelemtípusnak a figyelembevételével. A tájékoztatóban vett munkajövedelembe – amit pontosabb, de nehezebb volna az aktív kereső tevékenység révén szerzett jövedelemnek nevezni – beleértjük a vállalkozásból származó jövedelmeket is, nem tartalmazza viszont a mezőgazdasági tevékenység nettó hozamát.

Bár az egy fogyasztási egységre jutó átlagjövedelem közel egyharmaddal magasabb az egy főre jutónál, az egy főre vetített egyenlőtlenségi mutatók szintje némileg meghaladja az egy fogyasztási egységre vetített értékekét. Ez elsősorban abból adódik, hogy a leg-szegényebbek között viszonylag sok a nagy létszámú család, ahol a fogyasztási egységek alapján történő számítás kedvezőbb képet mutat. A kétféle megközelítés időbeli alakulásában azonban nincs különbség.

A P90/P10 mutató lassú, de egyértelmű növekedést mutat 1993 és 1996 között, amit 1996 és 1998 között stagnálás követ. A konfidenciaintervallumok egyértelműen jelzik, hogy a növekedés szignifikáns, míg az 1996–1998 közötti egyenlőtlenségingadozás nem, tehát joggal beszélhetünk stagnálásról. Az egyenlőtlenségeknek a P90/P10 mutató által jelzett növekedése 1993 és 1996 között alapvetően a *szegények növekvő leszakadásának* tulajdonítható, amit jól mutat a P50/P10 hányados növekedése, miközben a P90/P50 és a P75/P25 a teljes vizsgált időszakban stagnál.

Megerősíti megállapításunkat a 2. táblázat utolsó előtti sora. Ennek előállításakor kivettük a mintából azokat a háztartásokat, amelyekben az adott hároméves időszak mind-egyik évében van munkanélküli. A háztartások 3,3 százaléka, a személyek (évenként változóan) 4,5-4,6 százaléka tartozott ebbe a körbe 1993–1995 között, míg a megfelelő adatok az 1996–1998-as időszakban: 3,5, illetve 5,0-5,3 százalék. A 2. táblázatból látható, hogy a figyelembevételük nélkül számított P90/P10 mérőszám semmiféle növekvő trendet nem mutat. A 90. és a 10. percentilis hányadosának 1993–1996 közötti növekedése tehát egyértelműen a *tartós munkanélküliséggel küzdő háztartások* egyre fokozódó *leszakadásának* következménye.

A Gini-együttható 1993 és 1994 között szignifikánsan csökkent, majd 1996-ig emelkedett, 1996 és 1998 között – az 1997-es átmeneti csökkenés mellett – lényegében nem változott az egyenlőtlenségek mértéke. A GE(-1) mérőszám is az egyenlőtlenségek 1994–1996 közötti növekedését mutatja. A GE(2) esetében mindkét hároméves időszak (1993–1995, illetve 1996–1998) közepén egyenlőtlenségcsökkenést tapasztalhatunk, de összességében inkább az egyenlőtlenségek stagnálásáról beszélhetünk. A GE(2) mutató egyébként meglehetősen érzékenyen reagál már akkor is, ha a magasabb jövedelmi kategóriákban akár csak néhány háztartásnak is nagyobb mértékben változik meg a jövedelme.

Az egyenlőtlenségek ingadozásának magyarázatául a 2. táblázat utolsó sora szolgál. Ez egyértelműen azt mutatja, hogy a munkajövedelmek egyenlőtlensége a teljes vizsgált időszakban – de annak első felében erőteljesebben – folyamatosan növekedett. A munkajövedelmek közötti egyenlőtlenség növekedését különböző szociális transzferek többé-kevésbé kiegyenlítették. Ezt a folyamatot mutatja be *Kattuman–Redmond* [2001], és hasonló megállapításra jutott az általa vizsgált időszak tekintetében *Rutkowski* [2001] is.

Az 1995. márciusi stabilizációs csomag együtt járt a különböző társadalmi transzferek reálértékének a csökkentésével, elsősorban az infláció révén, de bizonyos esetekben közvetlen módon is. Ezért 1994 és 1996 között a munkajövedelmekben mutatkozó egyenlőtlenségnövekedés más tényezők ellenhatása nélkül jelenik meg a háztartások jövedelmi egyenlőtlenségének változásában.

A stabilizációs intézkedések sikeres befejeződésével 1997-től a nyugdíjak reálértéke növekedett, miközben a tág értelemben vett munkajövedelmek reálértéke még mindig közel 5 százalékkal csökkent. Szintén az egyenlőtlenségek átmeneti csökkenését eredményezte a nyugdíjon kívül az egyéb személyes szintű társadalmi jövedelmek (segélyek, gyes, munkanélküli járadék stb.) növekedése is. Mivel idősorunk egyelőre nem folytatódik tovább, nem tudhatjuk, hogy az 1998-as, minden mutatóban tapasztalható növekedés egy újabb egyenlőtlenségnövekedési időszak kezdete, vagy csupán az 1996–1998 közötti ingadozásról van szó.

A *rotációs panellel* végzett elemzéseink tehát azt mutatják, hogy az átmenet kezdeti



évei után a helyzet jelentősen megváltozott. *A kilencvenes évek közepétől 1998-ig a magyar háztartások jövedelmi egyenlőtlenségei nem növekedtek tovább, stabilizálódtak.* Az egyenlőtlenségek enyhe növekedése, majd stabilizálódása ugyanakkor *a reáljövedelmek és reálkiadások nagyfokú általános csökkenése mellett zajlott le.* A jövedelmi egyenlőtlenségek stabilizálódásának jelensége egyértelműen eltér a Tárki ismertetett eredményeitől. Mivel az 1993 és 1996 közötti időszakban – a szintek eltérése ellenére – a rotációs panel és a háztartáspanel alapján nyert mutatók időbeli változása nagyon hasonló képet mutat, felmerülhet az a lehetőség, hogy a Tárki adataiból kimutatható 1996 utáni egyenlőtlenségnövekedés csupán abból adódik, hogy a háztartásmonitor mintái függetlenek a korábbi paneltől.

### Kiadási egyenlőtlenségek

A 3. táblázatban látható kiadási egyenlőtlenségek minden mérőszám szerint meghaladják a jövedelmieket.

3. táblázat

A kiadási egyenlőtlenségek alakulása a rotációs panel alapján

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
P90/P10 (főre)	3,11	3,13	3,11	3,36	3,23	3,18
Konfidencia-intervallum	3,05–3,27	3,01–3,25	3,01–3,22	3,22–3,51	3,05–3,40	3,05–3,33
P90/P10	2,89	2,92	2,93	3,01	2,90	2,90
Konfidencia-intervallum	2,81–2,99	2,85–3,01	2,79–3,05	2,84–3,17	2,76–3,12	2,73–3,01
P90/P50	1,72	1,72	1,70	1,80	1,76	1,76
P50/P10	1,68	1,70	1,73	1,67	1,65	1,64
P75/P25	1,77	1,72	1,72	1,76	1,68	1,76
Gini-együttható (főre)	0,261	0,258	0,261	0,283	0,269	0,268
Konfidencia-intervallum	0,252–0,273	0,248–0,271	0,254–0,269	0,269–0,298	0,258–0,282	0,258–0,281
Gini-együttható	0,247	0,245	0,249	0,266	0,251	0,247
Konfidencia-intervallum	0,240–0,256	0,236–0,255	0,241–0,256	0,254–0,279	0,240–0,263	0,238–0,258
GE(-1)	0,105	0,105	0,110	0,122	0,110	0,107
GE(2)	0,135	0,129	0,129	0,170	0,132	0,124

Ahol nem jelezzük másként, ott az egy fogyasztási egység alapján számított mutató szerepel a táblázatban.

A kiadások esetében az egyenlőtlenségek mértékének változatlanúságáról számolhatunk be, egy lényegében 1996-ra korlátozódó – szignifikáns – kiugrással színesítve. A kiadási egyenlőtlenségeknek ez a hirtelen növekedése, majd a korábbi szintre való visszaesése, ami az 1995-ös stabilizációval van szoros összefüggésben, mindenképpen részletesebb magyarázatot kíván. Ehhez először bemutatjuk, hogy miképpen alakult a háztartások kiadásának főbb kiadáscsoportok szerinti szerkezete a vizsgált időszakban (4. táblázat).

Egyértelmű, tartós trendet csak néhány kiadáscsoport esetében érzékelhetünk. Folya-

matosan növekedett a lakásfenntartási kiadások súlya, ami elsősorban a háztartási energia árának az átlagos inflációt messze meghaladó emelkedéséből adódott. Különösen a vizsgált időszak második felében folyamatosan csökkent a lakásépítés, az ingatlanvásárlásra fordított kiadások és 1996–1997-ig a tartós javakra fordított kiadások aránya is. Csökkenő trendet mutatnak a ruházkodási kiadások. Habár az aggregált jövedelmek és kiadások 1997-ig csökkentek, az élelmiszer-kiadások aránya csak 1995-ig növekedett, utána alacsonyabb szinten stabilizálódott.

#### 4. táblázat

A kiadás százalékos megoszlása főbb kiadáscsoportok szerint

Kiadáscsoport	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Élelmiszer	34,1	34,7	35,4	33,4	33,5	33,4
Élvezeti cikkek	6,0	6,2	5,8	6,0	5,4	5,5
Ruházkodás	7,9	7,3	6,3	6,3	5,9	5,9
Lakásfenntartás	14,1	14,0	16,0	16,9	18,9	19,1
Lakásfelszerelés	5,8	5,4	4,8	5,0	5,0	5,3
Egészségügy, testápolás	3,6	3,8	4,2	4,9	4,7	4,6
Közlekedés, hírközlés	12,7	13,3	12,6	12,5	13,3	13,2
Művelődés, szórakozás	6,2	6,3	6,0	6,5	5,7	6,4
Lakásépítés, ingatlan- vásárlás	6,6	6,0	5,5	5,0	3,9	2,3
Egyéb kiadás	3,0	3,0	3,4	3,4	3,7	4,3
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Ebből: tartós javak	5,9	5,9	4,9	3,7	3,8	4,4

Visszatérve most a kiadási egyenlőtlenségek alakulásának vizsgálatára, az 5. táblázat a GE(2) egyenlőtlenségi mutató alakulását mutatja be az egyes kiadáscsoportok esetében, a 6. táblázat pedig e kiadáscsoportok relatív súlyát az egyenlőtlenségi mutató összes kiadásra vonatkozó értékének a kialakításában.<sup>11</sup> A 6. táblázat adatainak előállításában a 4. és 5. táblázatban foglalt értékeken túl szerepet játszik az összkiadás és az egyes termékcsoportokra fordított kiadások közötti korreláció is.<sup>12</sup>

Az 5. táblázat alapján egyértelmű, hogy a kiadási egyenlőtlenségek 1996-os megugrását alapvetően az élelmiszerekre, az élvezeti cikkekre és a lakásépítésre, ingatlanvásárlásra fordított kiadások egyenlőtlenségeinek átmeneti növekedése okozta. Ezek közül – a 6. táblázat tanúsága szerint – az élelmiszereknek és a lakásépítésnek, ingatlanvásárlásnak különösen nagy a szerepe a kiadási egyenlőtlenség mértékének meghatározásában. Ezzel párhuzamosan csökkent a közlekedési és hírközlési, valamint kisebb mértékben a lakásfelszerelési kiadásokon belüli egyenlőtlenségek mértéke, miközben a közlekedési kiadások súlya az egyenlőtlenségi mutató meghatározásában átmenetileg szintén visszaesett. Ennek oka egyértelműen a tartós fogyasztási cikkekre fordított kiadások egyenlőtlenségének és ugyanakkor ezen kiadások részarányának a csökkenése (lásd a 4., az 5. és a 6. táblázat utolsó két sorát).

<sup>11</sup> Számításaink során nagy hasznát vettük a Stephen P. Jenkins által készített, a Stata Technical Bulletinben (www.stata.com, STB-48) hozzáférhető programoknak.

<sup>12</sup> Legyen  $y = \sum_j y_j$  az  $y$  változó felbontása faktorokra, esetünkben a kiadásé kiadási csoportokra. Az  $y$ -ra vonatkozó GE(2) egyenlőtlenségi mutatót kívánjuk  $GE(2) = \sum_j S_j$  alakban felbontani, illetve ebből a felbontásból az  $s_j = S_j/GE(2)$  fajlagosokat előállítani. Jelölje  $\sigma$  és  $\sigma_j$  az  $y$ , illetve  $y_j$  varianciáját,  $\rho_j$  az  $y$  és  $y_j$  közötti korrelációs együtthatót,  $\chi_j$  pedig  $y_j$  és  $y$  átlagának a hányadosát. Ekkor Shorrocks [1982] alapján:  $s_j = \rho_j \sigma_j / \rho = \rho_j \chi_j \sqrt{GE_j(2)/GE(2)}$ . A 6. táblázat ezeket az  $s_j$  fajlagosokat tartalmazza százalékos formában.

5. táblázat

Az egy fogyasztási egységre jutó kiadások egyenlőtlensége kiadáscsoportonként a GE(2) mutató alapján

Kiadáscsoport	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Élelmiszer	0,084	0,094	0,089	0,141	0,090	0,085
Élvezeti cikkek	0,394	0,372	0,371	0,545	0,404	0,449
Ruházkodás	0,592	0,556	0,608	0,669	0,681	0,680
Lakásfenntartás	0,112	0,120	0,111	0,120	0,107	0,110
Lakásfelszerelés	0,908	0,886	1,146	0,863	0,975	1,527
Egészségügy, testápolás	0,598	0,762	0,754	0,959	1,282	2,155
Közlekedés, hírközlés	1,542	1,855	1,638	0,984	1,075	0,999
Művelődés, szórakozás	0,762	0,730	1,207	1,110	1,071	1,042
Lakásépítés, ingatlanvásárlás	5,592	4,726	8,359	9,381	7,610	4,945
Egyéb kiadás	2,364	2,866	2,660	2,086	3,252	2,709
<i>Összesen</i>	<i>0,135</i>	<i>0,129</i>	<i>0,129</i>	<i>0,170</i>	<i>0,132</i>	<i>0,125</i>
Tartós javak	4,119	6,642	7,610	4,602	6,010	6,080
Nem tartós javak	0,114	0,101	0,109	0,158	0,114	0,106

6. táblázat

Az egyes kiadáscsoportok relatív súlya az összes kiadásra vonatkozó GE(2) mutató előállításában

Kiadáscsoport	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Élelmiszer	13,8	15,3	14,5	18,8	15,6	13,7
Élvezeti cikkek	3,1	3,4	3,1	5,2	2,5	3,3
Ruházkodás	8,5	6,8	5,9	6,3	7,1	7,7
Lakásfenntartás	4,2	4,4	5,5	5,8	7,7	8,9
Lakásfelszerelés	7,4	5,8	6,2	7,0	7,5	10,8
Egészségügy, testápolás	2,3	2,7	2,9	4,7	5,3	6,9
Közlekedés, hírközlés	28,3	34,5	27,4	18,5	24,4	25,1
Művelődés, szórakozás	7,1	6,8	8,9	10,7	9,3	11,4
Lakásépítés, ingatlan- vásárlás	21,1	15,9	20,2	17,6	11,5	2,6
Egyéb kiadás	4,2	4,4	5,4	5,5	9,0	9,5
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
Tartós javak	17,9	24,4	19,2	8,7	13,2	15,7
Nem tartós javak	82,1	75,6	80,8	91,3	86,8	84,3

Mi magyarázza ezeket a jelenségeket? Egyértelműen állítható, hogy az 1995 márciusában bevezetett stabilizációs intézkedések az első sokk után 1996 folyamán fejtették ki teljes mértékben a hatásukat: 10 százalékos jövedelemcsökkenés (vö. 1. táblázat), 20 százalék fölötti infláció már második éve, ebben az évben a tartós fogyasztási cikkek áremelkedése meghaladta az élelmiszerekét, mindezek hatására mélypontra került a fogyasztói bizalom indexe.

1993–1995 között, majd 1998-ban a rotációs panel háztartásainak jövedelmei meghaladták a kiadásokat, 1996-ban azonban a kiadások voltak magasabbak. Ez egyértelműen jelzi a megtakarítások csökkenését, illetve a korábbi megtakarítások felhasználását. Visszaesett a tartós fogyasztási cikkekre fordított kiadások aránya, és azon belül is

csökkent a viszonylag drágább termékek vásárlása. Erre jó példa, hogy 1996-ban 1995-höz képest jelentősen megnőtt a szervezett importból származó nyugati használt személygépkocsik eladása az új személygépkocsik vásárlásának rovására. Ezzel az importból származó használt autók eladása összességében meg is haladta az új autók értékesítését.

A tartós javak beszerzése helyett (vagy részben mellett) a jövedelmi skála legfelső részén elhelyezkedők lakásépítésbe, ingatlanba fektettek, illetve folytatták korábban megkezdett lakás-, nyaralóépítésüket, míg a kevésbé módosak ugyanezt már nem tudták megtenni. Ez magyarázza a lakásépítésre, ingatlanvásárlásra fordított kiadások egyenlőtlenségeinek növekedését.

Az élelmiszerekre fordított kiadások egyenlőtlenségének nagymértékű, de szintén rövid ideig tartó, átmeneti növekedésének az volt az oka, hogy a magasabb jövedelműek a magas infláció ellenére szinten tartották élelmiszer-kiadásukat, miközben az *alacsony és csökkenő jövedelműek* esetében az *élelmiszerekre fordított kiadásoknak még az aránya is csökkent*. Megélhetésük ugyanis oly mértékben nehezzé vált, hogy reálértékben csökkenteniük kellett élelmiszer-kiadásukat.

Az 1995–1996 közötti átmenet, amely a stabilizációs sokk közvetlen hatását írná le, hiányzik a panelből, elemezni tudjuk viszont a mélypont utáni, 1996–1997 közötti gyors visszarendeződést. Ebben az időszakban összességében még csökkentek a reáljövedelmek, az első kvintilisbe, különösen pedig az első decilisbe tartozók reáljövedelmei viszont jelentősen megnöttek, aminek hatására 1997-ben csökkentek a jövedelmi egyenlőtlenségek. Ennek eredményeként ugrásszerűen megemelkedett a szegények nagyon alacsony abszolút szinten lévő élelmiszerkiadásainak átlaga.

Az 1995-ös stabilizációs intézkedések hatására kialakult 1996-os mélypontot, majd a gyors 1997-es visszarendeződést még számos további példával illusztrálhatnánk. Összefoglalásként megállapíthatjuk: mind a jövedelmi, mind pedig a kiadási egyenlőtlenségek időbeli alakulásának elemzése azt mutatja, hogy az 1995-ös stabilizációs sokk a háztartások jövedelmeinek és kiadásainak szintjén 1997-re lezárult. Az egyenlőtlenségek viselkedése pedig valószínűsíti a jövedelmi, illetve a kiadási pozíciók közötti különbségek rögzülését, a pozíciók stabilizálódását.

### **A háztartások jövedelmi, illetve kiadási mobilitása**

A jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek változása és ennek társadalmi hatása szorosan összefügg a *relatív* jövedelmi és kiadási pozíciók időbeli alakulásával. Vajon a jövedelmi egyenlőtlenségek 1993–1995 közötti enyhe növekedése jelentette-e egyben azt is, hogy a háztartások ugyanazon csoportjai közötti egyenlőtlenségek növekedtek évről évre? Nem kevésbé fontos kérdés, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségeknek a vizsgált időszak második felében tapasztalt stagnálása nem annak a következménye-e, hogy többé-kevésbé „befagytak” a relatív pozíciók, és minimálisra csökkent annak az esélye, hogy az egyes háztartások feljebb kerüljenek a jövedelmi/kiadási ranglétrán.

Mindennapi tapasztalatunk, hogy az embereket érzékenyen érinti, ha szomszédaik, munkatársaik, ismerőseik megelőzik őket a jövedelmi és különösen a – kívülről jobban érzékelhető – fogyasztási hierarchiában. Növekvő gazdaság esetén, amikor a családok többsége számára realitás vagy legalábbis elérhető lehetőség a gyarapodás, a társadalmi közérzet szempontjából tompábban jelentkezik ez a probléma. Az alig növekvő vagy hosszú ideig összehúzódó gazdaságban viszont a gyarapodás, még a legkisebb mértékű is, érzékeny ponttá válik, ami erősen izgatja, de motiválja is a háztartásokat. A relatív

mobilitás kérdését a kilencvenes évek Magyarországon az tette különösen súlyossá, hogy a háztartások átlagának jelentősen csökkent a reáljövedelme és kiadása.

Az egyenlőtlenségi mérőszámokhoz közvetlenül kapcsolódó mobilitási, illetőleg immobilitási mutatót definiált *Shorrocks* [1978b]. A *Shorrocks*-féle  $R$  lehetséges értékei 0 és 1 között helyezkednek el, a mutató alacsonyabb értéke nagyobb mobilitást mutat. A mutató kizárólag *azonos hosszúságú időintervallumok* megadott változó szerinti immobilitásának összevetését teszi lehetővé. Egy rövidebbet magában foglaló hosszabb időtávon a mutató értéke szükségképpen alacsonyabb a rövidebb időszakra vonatkozóánál. A következőkben (7. táblázat) a *Shorrocks*-féle  $R$  alakulását vizsgáljuk az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem, illetve kiadás esetében, különböző egyenlőtlenségi mutatókra alapozva. A számítások során csak azokat a személyeket vettük figyelembe, akik 1993–1995, illetve 1996–1998 között végig a panelben voltak.

7. táblázat

Az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem és kiadás *Shorrocks*-féle immobilitási mutatói

Mutató	1993–1994	1994–1995	1993–1995	1996–1997	1997–1998	1996–1998
<i>Jövedelem</i>						
R(Gini)	0,932	0,938	0,900	0,935	0,939	0,901
R(GE(-1))	0,828	0,851	0,769	0,848	0,833	0,765
R(GE(2))	0,814	0,786	0,721	0,833	0,868	0,773
<i>Kiadás</i>						
R(Gini)	0,929	0,928	0,891	0,949	0,944	0,919
R(GE(-1))	0,854	0,846	0,781	0,888	0,885	0,834
R(GE(2))	0,797	0,787	0,714	0,834	0,816	0,749

*Jarvis–Jenkins* [1998] a brit háztartási költségvetési felvétel (*British Household Survey*) adatbázisán hasonló számításokat végzett a jövedelem immobilitására vonatkozóan. Összehasonlításként bemutatjuk néhány eredményüket: 1991–1992-re az  $R(\text{Gini})$  értéke 0,95, az  $R(\text{GE}(2))$ -é pedig 0,81, míg 1991–1993-ra az  $R(\text{Gini})$  0,92, az  $R(\text{GE}(2))$  pedig 0,73. Meglepő, hogy a jövedelmi immobilitás szintje mindkét országban közel egyforma, annak ellenére, hogy a brit egyenlőtlenségi mérőszámok [1991-re  $\text{Gini} = 0,309$ ,  $\text{GE}(2) = 0,198$ ] sokkal nagyobbak, mint a rotációs panel megfelelő értékei.

A 7. táblázat nem tár elénk egyértelmű képet, különösen nem a jövedelmek esetében. A  $\text{GE}(2)$ -re alapozott mutató alapján az 1996–1998 közötti években valamivel kisebb volt a jövedelmek mobilitása, mint az első időszakban, a másik két mutató gyakorlatilag azonos értékeket ad mindkét esetben. Az  $R(\text{Gini})$  és különösen az  $R(\text{GE}(-1))$  szerint az 1993–1994 közötti időszak mobilabb volt, mint az 1994–1995 közötti két év, az  $R(\text{GE}(2))$  szerint éppen ellenkezőleg. A második panelcikluson belül viszont az  $R(\text{GE}(-1))$  mutató a másik kettővel ellentétes képet.

A kiadások terén egyértelműbb a helyzet: *mind egyik mutató alapján nagyobb volt a kiadások mobilitása az első, mint a második hároméves időszakban.* 1994–1995 valamivel mobilabbnak mutatkozott, mint 1993–1994; 1997–1998 pedig, mint 1996–1997, de mindkét esetben nagyon csekélyek voltak a különbségek.

Összefoglalóan annyit szűrhetünk le, hogy 1996–1998 között kisebb volt a háztartások kiadási mobilitása, mint az előző három évben, és nagyon halvány jelek mutatnak arra, hogy ez az állítás a jövedelmi mobilitás esetében is igaz, de ott inkább változtatlanságról beszélhetünk. A különböző egyenlőtlenségi mutatók – így a rájuk épített mobilitási inde-

xek is – érzékenyebbek a jövedelmi/kiadási skála különböző részein tapasztalt egyenlőtlenésekre, illetve az azokban bekövetkezett változásokra. Célszerűnek látszik tehát, ha a mobilitás vizsgálatok továbbí, az átmenetmátrixokkal rokon módszert is alkalmazunk.<sup>13</sup>

A különböző társadalmi csoportok közötti mobilitás vizsgálatának – minden elméleti probléma ellenére – bevált eszközt jelentik az átmenetmátrixok (lásd például *Shorrocks* [1978a]). Egyszerűsége miatt a módszert gyakran alkalmazzák a relatív jövedelmi mobilitás vizsgálatára is. Ebben az esetben a jövedelmi decilisek vagy kvintilisek alkotják a társadalmi csoportokat, és annak az esélyét vizsgáljuk, hogy valaki az adott időszak során az egyik decilisből egy másikba kerüljön.<sup>14</sup>

Ennek az eljárásnak a háztartások relatív jövedelmi vagy kiadási mobilitásának vizsgálata szempontjából sajátos fogyatékosága, hogy nagyon eltérő mértékű változásokat vesz egy kalap alá. Nem veszi pozícióváltozásként számba, ha valaki például az első kvintilis legaljáról annak a tetejére kerül, ugyanakkor mobilitásnak tekinti, ha bármilyen csekély változás eredményeként is, az első decilis tetejéről a második alá mozdul el.

Az említett hiányosság hatásának csökkentésére azt a módszert szokták alkalmazni, hogy csak azokat a relatív pozícióváltozásokat vesszük figyelembe, amelyek során legalább két decilis elmozdulás történt (például *Jarvis–Jenkins* [1998], *Kapitány–Molnár* [2001]). Ez az eljárás kiküszöböli ugyan a túlságosan csekély elmozdulások számbavételének problémáját, továbbra is fennmarad azonban az a lehetőség, hogy egy 10 százalékos éppen meghaladó változást figyelembe veszünk, míg egy közel 20 százalékosat nem.

A továbbiakban ezért a mobilitás vizsgálatok más módszerhez folyamodunk, a relatív pozícióváltozások mértékét vesszük számba. A vizsgált változó, például az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem szempontjából – a súlyozást is figyelembe véve – sorba rendezzük a mintában szereplő személyeket. Azonos jövedelemmel rendelkező személyekhez – ugyanannak a háztartásnak a tagjaihoz – azonos sorszámot rendelünk, ezt követően természetesen a megfelelő mértékben „ugrik” a sorszám. Végül 0 és 100 százalék közé normáljuk a sorrendet. Az így kialakított értéket nevezzük az adott személy *relatív pozíciójának*. Az adott változó szempontjából 10 százalékos szinten immobilnak tekintjük a szóban forgó személyt, ha a vizsgált időszakban relatív pozíciója 10 százalékpontonál kisebb mértékben változott. Értelemszerűen a 10 százalékpontos vagy annál nagyobb mértékű változás esetén nevezzük lefelé vagy felfelé mobilnak.

A továbbiakban 10 és 20 százalékos szinten nézzük az egy fogyasztási egységre, valamint esetenként az egy főre jutó jövedelmi/kiadási mobilitás alakulását, azt vizsgálva, hogy az adott időszak kezdő és záró évében is a mintában szereplő személyek hány százaléka mobil.

A 8. táblázat az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem 10, illetve 20 százalékos szintű mobilitását tartalmazza, az egyes jövedelmi kvintilisekbe tartozók százalékában.

Az első panelciklusban a 10 százalékos szintű átlagos mobilitás 53-ról 50 százalékra csökken. Ez döntően az első kvintilisbe tartozók felfelé irányuló mobilitásának nagymértékű – az 1993–1994 közötti időszak 38 százalékaról az 1994–1995 közötti periódus 31

<sup>13</sup> Megjegyezzük, hogy kipróbáltuk a *Fields–Ok* [1998] által javasolt módszert is, amely nem a relatív, hanem az abszolút mobilitást méri. Módszertani szempontból talán nem érdektelen megemlíteni, hogy eljárásuk nem alkalmazható jól olyan esetekben, amikor egyik időszakra a másikra nagyon nagy az átlagjövedelmek (kiadások) változása, mivel a mobilitási mutatójuk nagyságát ilyenkor alapvetően ez határozza meg. Ha viszont az általuk javasolt módon alkalmazzuk a *jövedelemváltozás = társadalmi hasznosság növekedése + társadalmihasznosság-transzfer* felbontást, akkor az így kapott társadalmihasznosság-transzfer akkor lesz a legmagasabb, amikor az átlagjövedelem változása a legalacsonyabb, és megfordítva.

<sup>14</sup> Jövedelmi kvintilisekre alapozva a kilencvenes évek adataira alkalmazta ezt a módszert *Galasi* [1998].

## 8. táblázat

Az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem 10, illetve 20 százalékos szintű mobilitása a jövedelmi kvintilisek százalékában

Kvintilis	1993–1994		1994–1995		1996–1997		1997–1998	
	le	fel	le	fel	le	fel	le	fel
<i>10 százalékos szintű mobilitás</i>								
1.	6	38	5	31	2	37	3	37
2.	23	37	22	38	24	35	20	41
3.	34	28	28	30	27	34	32	29
4.	38	21	36	22	38	16	37	21
5.	34	4	33	3	40	3	27	3
Átlag	27	26	25	25	26	25	24	26
Összes	53		50		51		50	
<i>20 százalékos szintű mobilitás</i>								
1.	0	26	0	16	0	22	0	19
2.	9	23	4	21	6	21	6	21
3.	19	18	15	18	15	18	21	15
4.	22	4	22	9	20	3	22	4
5.	20	0	19	0	21	0	16	0
Átlag	14	14	12	13	13	13	13	12
Összes	28		25		26		25	

százalékára – csökkenéséből adódik. Ez utóbbi időszak a stabilizációs sokk első évének fejleményeiről ad számot: az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem közel 10 százalékos csökkenése együtt járt a legszegényebbek felfelé irányuló relatív mobilitásának csökkenésével is.

A második panelciklusban a 10 százalékos szintű átlagos mobilitás stagnált, beállt az 50 százalékos értékre. Ez a stagnálás azért figyelemre méltó, mert 1997 és 1998 között megkezdődött a jövedelmek növekedése, ami ezek szerint nem járt együtt a mobilitás élenkülésével, a mobilitás a korábbi szinten maradt.

A szegények tekintetében is tapasztalható ez a stagnálás, az 1996–1997. és az 1997–1998. évi átmenetek között nem változott az első kvintilisbe tartozók mobilitásának mértéke. Ebben az időszakban új jelenség viszont, hogy 1996–1997, illetve 1997–1998 között jelentősen csökkent az ötödik kvintilisbe tartozók, a leggazdagabbak lefelé irányuló mobilitása. A legnagyobb jövedelemmel rendelkezők egyre nagyobb hányada volt képes stabilizálni a pozícióit.

Érthető módon, ha a mobilitást magasabb, 20 százalékos szinten vizsgáljuk (lásd a 8. táblázat második felét), akkor csökken a mobil személyek aránya, de a változás trendje az eddig bemutatottakhoz hasonló. Az első panelciklusban látható 3 százalékpontos mobilitáscsökkenés 28-ról 25 százalékra fajlagosan nagyobb változást jelent a 10 százalékos szinten mérthez képest. 20 százalékos szinten sokkal erőteljesebben érzékelhető a legszegényebbek felfelé irányuló mobilitásának csökkenése is. Összességében tehát ebben az esetben is inkább a mobilitás csökkenéséről, mintsem stagnálásáról beszélhetünk.

Érdekes következtetésekre ad alkalmat, ha nem csak az egy fogyasztási egységre, hanem az egy főre jutó jövedelem esetében is bemutatjuk a mobilitás alakulását (9. táblázat). Ebben az esetben nagyobb a mobilitás csökkenése mindkét cikluson belül és különösen szembetűnő, hogy 1996–1997 és 1997–1998 között – a 8. táblázatban látottakkal

9. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem 10 százalékos szintű mobilitása a jövedelmi kvintilisek százalékában

Kvintilis	1993–1994		1994–1995		1996–1997		1997–1998	
	le	fel	le	fel	le	fel	le	fel
1.	3	36	4	30	4	34	5	27
2.	22	37	20	28	18	35	16	41
3.	38	26	25	34	30	32	32	23
4.	36	22	34	19	37	18	31	20
5.	37	5	33	5	31	0	28	3
Átlag	27	25	23	23	24	24	22	23
Összes	52		46		48		45	

ellentétben – nagymértékben csökken a legszegényebbek felfelé irányuló mobilitása. A jelenség magyarázatához érdemes rövid kitérőt tennünk.

A kétféle mutató mobilitásának eltérése az első kvintilisen belüli legszegényebb nagy-családosok – többnyire házaspár három-négy gyerekkel – helyzetének változásából adódik. Egy részük esetében érzékelhető a relatív jövedelmi pozíció csekély javulása 1997 és 1998 között. Ez a javulás az egy főre jutó jövedelem esetében nem éri el a 10 százalékot, így a mobilitásra nincs hatással. Az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem esetében azonban az átlagosnál nagyobb családoknak fajlagosan kisebb jövedelememelkedése is elegendő a relatív pozíció javulásához.

A gyerekek átlagos száma nemcsak az egy főre – ami természetes –, hanem az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem esetében is negatív korrelációt mutat a jövedelmi decilisekkel. Különösen élesen jelentkezik ez a skála két szélén: az első decilisben a gyerekek száma az átlagot jelentősen meghaladja, a tizedikben pedig jóval alatta marad. Ezen a téren pozitív fordulatot figyelhetünk meg a két panelciklus között. Az 1993–1995 közötti időszakban 1,5-ről 1,8-re emelkedik a fogyasztási egységes első decilisbe tartozó háztartások átlagos gyerekszám, majd 1996–1998 folyamán, elsősorban 1998-ban, ez az érték 1,7-ről ismét 1,5-re csökken.

A kiadások esetében csak a 10 százalékos szintű – egy fogyasztási egységre jutó – mobilitás értékeit mutatjuk be (10. táblázat). A háztartások átlagos kiadási mobilitása minden évben meghaladja jövedelmi mobilitásukat. Ez érthető is, hiszen a korábbi megtakarítások elköltése, a hitelből történő vásárlás, vagy fordítva: az intenzív takarékoskodás megkezdése valamilyen nagy értékű tartós fogyasztási cikk megvásárlásához a kiadások esetében a jövedelemhez képest nagyobb mozgásteret biztosít. Éppen ezért figyelemre méltó, hogy az átlagos kiadási mobilitás csökkenő trendet mutat a vizsgált időszakban, csupán az utolsó periódus során növekszik, de még így is alatta marad az első panelciklus mobilitási mutatóinak. 1998 volt a teljes vizsgált időszakban az első olyan év, amikor reálértékben növekedtek a háztartások kiadásai. Egyelőre nyitott kérdés, hogy a mobilitás növekedése ebben az évben egy új trend kezdetét jelenti-e, vagy csupán átmeneti hullámról van szó.

Az első kiadási kvintilisbe tartozók felfelé irányuló mobilitása folyamatosan csökken, akárcsak az ötödik kvintilisbe tartozók lefelé irányuló mobilitása. Ez utóbbi folyamat különösen erőteljes. Az utolsó év növekvő átlagos mobilitása egyértelműen annak tulajdonítható, hogy a második és harmadik kvintilisbe tartozók mindkét irányú mobilitása megnőtt. Ez a „középen lévők” helyzetének növekvő bizonytalanságáról tanúskodik, ami veszélyeket és lehetőségeket egyaránt magában rejt.

A relatív jövedelmi/kiadási pozíció egyik évről a másikra történő megváltozását számos átmeneti vagy egyszeri esemény is okozhatja: váratlan vagy nem rendszeres jövede-



10. táblázat

Az egy fogyasztási egységre jutó kiadás 10 százalékos szintű mobilitása a kiadási kvintilisek százalékában

Kvintilis	1993–1994		1994–1995		1996–1997		1997–1998	
	le	fel	le	fel	le	fel	le	fel
1.	4	37	3	35	5	33	3	32
2.	21	43	20	42	19	38	23	41
3.	36	32	36	35	28	32	32	35
4.	37	23	40	23	40	25	40	23
5.	46	3	41	2	35	2	33	1
Átlag	29	28	28	27	25	26	26	27
Összes	57		55		51		53	

lem, betegség, munkanélküliség miatti átmeneti jövedelemcsökkenés. Másrészt immobílnak mutatkozhatnak azok a háztartások, amelyek kisebb lépésekben változtatják helyüket a hierarchiában. E jelenségek hatásának kiszűrése érdekében a *11. táblázatban* azoknak a részarányát mutatjuk be decilisenként, akiknek az egy fogyasztási egységre jutó relatív jövedelmi (kiadási) pozíciója az adott időszak egyik évében sem tér el a *kiinduló helyzethez viszonyítva* 10, illetve 20 százaléknál nagyobb mértékben. Vagyis például az 1994. és 1993., valamint az 1995. és 1993. évi relatív jövedelmi pozíciójuk különbsége egyaránt 10 százalék alatt marad. Őket röviden – 10, illetve 20 százalékos szinten – *tartósan immobiloknak* fogjuk nevezni.

11. táblázat

A tartósan immobilok aránya az egy fogyasztási egységre jutó jövedelem és kiadás decilisei szerint, 10 és 20 százalékos szinten (százalék)

Decilis	Jövedelem/fogyasztási egység				Kiadás/fogyasztási egység			
	10 százalékos szinten		20 százalékos szinten		10 százalékos szinten		20 százalékos szinten	
	1993–1995	1996–1998	1993–1995	1996–1998	1993–1995	1996–1998	1993–1995	1996–1998
1.	44	45	64	66	54	52	73	72
2.	34	35	63	66	24	25	54	63
3.	25	26	50	61	19	17	43	49
4.	17	11	47	47	8	15	35	43
5.	19	18	50	43	16	13	40	45
6.	14	19	39	50	13	18	39	55
7.	15	20	48	54	16	11	45	53
8.	21	26	56	55	16	15	54	57
9.	33	34	66	56	24	36	47	64
10.	52	61	64	75	47	54	62	70
Átlag	28	30	55	57	24	26	49	57

A tartósan immobilok aránya a két panelciklus között enyhe növekedést mutat, kivéve a 20 százalékos szintű kiadási mobilitás mutatóját, amelynek esetében a tartósan immobilok aránya nagymértékben növekszik. A legszegényebbek jövedelmi immobilitása enyhén

növekszik, kiadási immobilitása viszont enyhén csökken a két időszak között. Szembetűnő azonban, hogy az ő esetükben a kiadási immobilitás szintje jóval meghaladja a jövedelmet. A második decilisbe tartozók esetében már a kiadási immobilitás is növekszik, különösen 20 százalékos szinten. 20 százalékos szinten nézve – az első decilis kivételével – valamennyi decilis esetében nő a tartósan immobilisok aránya. Ebből arra következtethetünk, hogy az *évtized második felére a nagyobb léptékű átrendeződések időszaka lezárult*. Bezárulni látszik a legmódosabbak köre is: a tizedik decilisbe tartozók esetében a tartósan immobilisok aránya minden bemutatott esetben jelentősen növekszik.

Az eddigieket összefoglalva azt mondhatjuk tehát, hogy az általunk vizsgált 1993–1995 és 1996–1998 közötti időszakokban *össességében csökkent a relatív mobilitás*. Az 1993–1996 között tapasztalt jelentős jövedelemcsökkenés és az egyenlőtlenségek enyhe növekedése magasabb mobilitással járt együtt. A gazdasági növekedés megindulása és az egyenlőtlenségek stagnálása viszont együtt járt a mobilitás csökkenésével, különösen a leggazdagabbak esetében. Néhány jel arra utal, hogy 1997 és 1998 között a legszegényebbek körében növekszik a relatív mobilitás.

Ez utóbbi megállapításhoz mindenképpen kívánczok egy kiegészítés. Mostanáig a *relatív mobilitásról* beszéltünk, de ezek a folyamatok csökkenő reáljövedelmek és kiadások mellett zajlottak le. Az 1997. évi szegények tehát sokkal szegényebbek, mint az 1993. éviéek voltak.

A relatív és az abszolút változások összevethetősége érdekében válasszuk – önkényes módon – szegénységi küszöbnek az 1993-as első kvintilis felső határát, a legszegényebbekre vonatkozó küszöbértéknek pedig az első decilis felső határát. A 12. táblázat azt mutatja be, hogy a későbbi években a népesség hány százalékára igaz az, hogy jövedelme/kiadása reálértékben e küszöbértékek alatt marad. Más szavakkal: az 1993. évi relatív szegénységi küszöböt a többi évben abszolút szegénységi küszöbként kezeljük.

12. táblázat

A szegénységi küszöb és az extraszegénységi küszöb alattiak százalékaránya

Megnevezés	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Jövedelem/fogyasztási egység						
Első decilis alapján	10	12	21	30	29	28
Első kvintilis alapján	20	20	32	42	43	40
Kiadás/fogyasztási egység						
Első decilis alapján	10	12	16	21	21	22
Első kvintilis alapján	20	21	27	35	37	36

*1993-as mércével mérve tehát 1997-ben a társadalom közel fele szegénynek mondható.* Ha az 1993. évi legszegényebbekre vonatkozó küszöböt nézzük, akkor arányaiban még rosszabb a helyzet, 1996-ban háromszor annyian nem érték el ezt a jövedelmi szintet, mint 1993-ban. Hasonló helyzetet látunk a kiadások esetében is, bár ott valamivel kisebb mértékű az emelkedés.

Különösen fontos kérdés, hogy mekkora a mindvégig szegények aránya. 1993 és 1995 között jövedelem szempontjából valamivel több, mint 4 százalék azoknak az aránya, akik végig az extraszegénységi küszöb alatt, és 11 százalék azoké, akik a szegénységi küszöb alatt élnek. Ez azt jelenti, hogy az 1993-ban az első kvintilisbe tartozók több mint a fele egyik évben sem tudott a vonal fölé kerülni. Kiadás szempontjából is hasonló a helyzet, 5, illetve 10 százalék a megfelelő érték.

1996 és 1998 között azonban sokkal magasabb arányokat kapunk: 14 százalék azoknak

az aránya, akik mindvégig az extraszegénységi jövedelmi küszöb alatt éltek, és 26 százaléka, akik a szegénységi küszöb alatt. 1996 és 1998 között tehát jelentősen magasabb azoknak az aránya, akik végig az adott szegénységi küszöb alatt maradtak, mint azoké, akiknek jövedelme 1993-ban volt e küszöbök alatt. A kiadás esetében 10 és 20 százalék a megfelelő arány.

### A háztartások tárgyi vagyonának időbeli változása

Végül arra a kérdésre keressük a választ, hogy az előzőekben megismert egyenlőtlenségi és mobilitási viszonyok között a háztartások jövedelmi pozícióiban bekövetkezett változások hogyan módosítják a vagyoni pozíciókat, pontosabban, a tartós javakkal való ellátottságot. A rendelkezésünkre álló adatállomány nem alkalmas a háztartások pénzben vagy értékpapírban tartott megtakarításainak, ingatlantulajdonuk értékének vizsgálatára, ezért a tartós javakkal való ellátottságot a vagyoni helyzet egyfajta megközelítésének tekintjük. Elemzésünkben a háztartások tárgyi vagyona, a háztartások tartós fogyasztási cikkeinek állománya, illetve a háztartások tartós javakkal való ellátottsága fogalmakat szinonimaként használjuk, és a háztartások vagyonán csak a személyes tulajdonban lévő tárgyi vagyont értjük.

A rotációs panel adatbázisának segítségével a háztartások tárgyi vagyonát csak korlátozottan tudjuk mérni, hiszen a kikérdezésben nem szerepel minden, a háztartás tulajdonában lévő tárgy. Mivel a megkérdezések során a válaszmegtagadások aránya éppen a legjobb anyagi és vagyoni körülmények között élő háztartások körében a legmagasabb, ezért a panelbeli állomány mind számban, mind a tárgyak gyakoriságában alábecsli a valóságos állományt. A tartós fogyasztási cikkek panelbeli állományának kormegoszlására sincsenek adataink.

A tartós javakkal való ellátottság vizsgálatának nagy előnye ugyanakkor, hogy szemben a jövedelemmel vagy a kiadással, a megkérdezett háztartások bevallják tárgyaikat, és pontosan emlékeznek a tartós fogyasztási cikk vásárlásaik körülményeire is. Így a tárgyi vagyon alakulásának vizsgálata alkalmas a háztartások közötti egyenlőtlenségek és mobilitás alakulásának elemzésére, a korábbi – a jövedelmek és kiadások alapján levont – megállapításaink megerősítésére vagy éppen megkérdőjelezésére.

A *tárgyi vagyon mutatójának* definiálásához a háztartások tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságát és ennek dinamikáját leginkább jellemző 29 tárgyat használjuk. A 13. táblázatban szereplő tárgyak neve alatt a megfelelő évre vonatkozó gyakorisági adatokat tüntetjük fel. Az adathiányt azt jelzi, hogy abban az évben az adott tárgy még nem szerepelt a megkérdezésben, a 0 pedig a fél százalék alatti gyakoriságot jelöli. A mindkét panelciklusban megkérdezett tárgyakból álló tárgyi vagyont a továbbiakban összehasonlítható tárgyi vagyonnak, a táblázat minden tárgyát tartalmazót pedig teljes tárgyi vagyonnak hívjuk.

A 13. táblázat adatai alapján megállapíthatjuk, hogy a vizsgált hat évben az alapvető szükségletek szempontjából fontos tárgyak gyakorisága általában növekedett, csökkent viszont a korszerűtlen tárgyaké. A vizsgált hat évben egyértelműen nőtt a háztartások automatamosógép-állománya, hasonlóan a színes televízió-, a bojler- és a videóállományához. Robbanásszerűen nőtt a háztartások vezetékessé telefonnal való ellátottsága,<sup>15</sup> miközben

<sup>15</sup> A vezetékessé telefonnal való ellátottság ilyen mértékű növekedésének nem a fogyasztói magatartás megváltozása volt az oka. A rendszerváltozás előtt a telefon a jellegzetes hiánytermékek közé tartozott. Az állami telefontársaság privatizációja és az azt követő gyors ütemű hálózatfejlesztés teremtette meg a telefon-ellátottság növekedésének feltételét.

## 13. táblázat

A legjellemzőbb 29 tartós fogyasztási cikkel rendelkező háztartások aránya az összes háztartás százalékában, 1993, 1995, 1996, 1998

1993	1995	1996	1998	1993	1995	1996	1998	1993	1995	1996	1998
Hűtőszekrény				Fagyasztóláda				Hűtő+ fagyasztó			
97	98	85	85	59	62	54	60	–	–	19	20
Gáz/villanytűzhely				Gáz- és villanytűzhely				Mikrosütő			
94	97	98	99	1	0	1	1	17	22	26	37
Hagyományos mosógép				Félautomata/automata mosógép				Automata mosó+szárító			
57	59	52	50	46	44	51	55	–	–	1	1
Porszívó				Bojler/melegvíz				Takarítógép			
89	89	90	91	82	84	87	88	–	–	2	5
Fekete-fehér tv				Színes tv				Parabola			
39	33	26	20	70	78	82	88	–	10	15	17
				Telefon hálózatban				Mobiltelefon			
				26	41	50	71	–	1	3	7
Kerékpár				Motorkerékpár				Személygépkocsi			
63	63	65	63	10	5	10	8	33	34	36	34
Rádió/magnós rádió				Sztereo rádió				Hi-fi szett			
84	85	86	88	32	33	32	33	13	12	19	21
Fényképezőgép				Videólejátszó				Videókamera			
45	42	47	49	33	34	43	44	0	1	2	2
Lemezjátszó				CD lejátszó				PC			
20	18	16	16	–	–	4	9	6	6	8	9

alig bővült, gyakorlatilag állandó szinten maradt a háztartások használatában lévő autók állománya.

A háztartások tárgyi vagyonának aggregált mutatószámát kapjuk akkor, ha a háztartások által birtokolt tárgyakat valamilyen minőségi pontszámmal, egyfajta értékkel látjuk el. Számításaink során a 13. táblázat első oszlopában lévő tárgyaknak egységesen 1, a középső oszlopban lévőknek 3, a harmadik oszlopban lévőknek pedig 5 pontot adtunk, kivétel az autó, melynek pontszáma 15. Ez egyben azt is jelenti, hogy a különböző szükségleti szinteket egyenrangúaknak tekintjük, ezek között nincs pontbeli különbség, a tárgyak korszerűségét viszont ezzel az egyszerű pontozással minősítjük. A tárgyak összes pontszáma a tárgyi vagyon pontértéke, röviden a *tárgypont*. A tárgypont számítása során figyelembe vettük, ha a háztartás valamelyik tárgyából több darabban rendelkezik.

Két eltérő időpontban meghatározott tárgypont különbségének előjele a legegyszerűbb mutatója a vagyonosodásnak, illetve az elszegényedésnek. Az 1996–1998 közötti második panelciklusra az első panelciklussal összehasonlítható tárgyi vagyon és a teljes tárgyi vagyon pontszámát is elkészítettük.

A háztartások tárgyi vagyonának háztartáscsoportos elemzéséhez a reáljövedelem (reálkiadás) változásának mértékét figyelembe vevő kategóriákat használtunk. A reáljövedelem- és reálkiadás-változások megoszlásának időbeli alakulását a 14. táblázatban adjuk közre. A reáljövedelmek csökkenése a lakosság több mint 50 százalékánál megfigyel-

hető volt mind 1993 és 1994, mind 1994 és 1995 között, és a második panelciklus első átmenetében, 1996 és 1997 között is. A háztartások reáljövedelmének csökkenése 1994 és 1995 között érintette a legtöbb embert. Ekkor a lakosság közel háromnegyedének csökkent a reáljövedelme, 31 százalékanak nagymértékben, további 43 százalékanak kisebb mértékben. Csak a második panelciklus végén, 1997 és 1998 között fordult meg a helyzet, ekkor a lakosság több mint felének, 58 százalékanak már nőtt a reáljövedelme.

Hasonló trendet figyelhetünk meg a reálkiadások változásának időbeli alakulásában is. A reálkiadások nagymértékű csökkenése 1994 és 1995 között a háztartások 31 százaléka-ra volt jellemző, és ugyanekkor a háztartások 63 százalékanak csökkent a reálkiadása. A reálkiadások a háztartások 55 százalékaiban még 1996 és 1997 között is csökkentek, és csak az 1997-ről 1998-ra történő átmenetnél mondható el, hogy a népesség több mint fele, 53 százaléka volt képes reálkiadásait növelni.

14. táblázat

Reáljövedelem- és reálkiadás-változás a népesség százalékában

Megnevezés	1. panelciklus		2. panelciklus	
	1993–1994	1994–1995	1996–1997	1997–1998
<i>Reáljövedelem-változás</i>				
Nagymértékű csökkenés	18	31	17	13
Csökkenés	33	43	36	29
Növekedés	28	16	28	35
Nagymértékű növekedés	21	10	19	23
Összesen	100	100	100	100
<i>Reálkiadás-változás</i>				
Nagymértékű csökkenés	23	31	22	19
Csökkenés	28	32	33	28
Növekedés	24	19	26	27
Nagymértékű növekedés	25	18	19	26
Összesen	100	100	100	100

*Megjegyzés: nagymértékű csökkenés: a befejező év reáljövedelme (reálkiadása) kisebb a kezdő év reáljövedelmének (reálkiadásának) 80 százalékánál, csökkenés: ez az arány a kezdő év 80 és 100 százaléka között, növekedés: 100 és 120 százaléka között mozog, nagymértékű növekedés: meghaladja a megfelelő érték 120 százalékát.*

Inflációs körülmények között és a reáljövedelmek (reálkiadások) tartós csökkenése mellett azt várhatnánk, hogy a háztartások többsége az alapvető és a kötelező kiadásokon felüli kiadásait korlátozza, és visszafogja a tartós fogyasztási cikkek vásárlására fordított kiadásait, s ezért ebben az időszakban az átlagos háztartás tárgyi vagyonának pontszáma valószínűleg stagnál. Ezzel szemben az 1993–1994-es időszakban a háztartások összes tárgypontja nőtt, az 1994–1995-ös időszakban viszont határozottan csökkent, majd 1996–1997 között megint pozitív értéket vett fel (15. táblázat).

A kilencvenes évek első felének romló gazdasági helyzete és a tartós fogyasztási cikkek piacainak inflációja a háztartások többségében pesszimista várakozásokat generált, így az 1993–1994 közötti periódusban előrehozták a vásárlásaikat, növelték a tartós fogyasztási cikkek vásárlására fordított kiadásaikat. 1994–1995 között azonban a háztartások többségének reakciója éppen ellentétes volt, még növekvő reálkiadások mellett is csökkentették tárgyi vagyonukat, inkább elhalasztották a tartós fogyasztási cikkek vásárlásait, és a tárgyak selejtezéséből vagy eladásából adódó hiányt sem pótolták. Ebben az

## 15. táblázat

A tárgypontkülönbségek időbeli változása a reáljövedelem- és reálkiadás-változás függvényében

Megnevezés	1. panelciklus		2. panelciklus	
	1993–1994	1994–1995	1996–1997	1997–1998
<i>Reáljövedelem-változás</i>				
Nagymértékű csökkenés	1,8	-1,3	-0,2	0,7
Csökkenés	1,6	-1,3	1,6	0,1
Növekedés	2,3	-1,0	2,1	0,7
Nagymértékű növekedés	4,0	-0,9	1,7	0,9
Összesen	2,3	-1,2	1,5	0,5
<i>Reálkiadás-változás</i>				
Nagymértékű csökkenés	0,5	-2,7	0,4	-2,6
Csökkenés	1,7	-0,8	1,0	-0,3
Növekedés	2,7	-0,3	1,8	1,7
Nagymértékű növekedés	4,3	-0,2	2,9	2,6
Összesen	2,3	-1,2	1,5	0,5

*Megjegyzés: nagymértékű csökkenés: a befejező év reáljövedelme (reálkiadása) kisebb a kezdő év reáljövedelmének (reálkiadásának) 80 százalékánál, csökkenés: ez az arány a kezdő év 80 és 100 százaléka között, növekedés: 100 és 120 százaléka között mozog, nagymértékű növekedés: meghaladja a megfelelő érték 120 százalékát.*

időszakban még a reálkiadásait nagymértékben növelő háztartások tárgyi vagyona is csökkent, a tartós fogyasztási cikkek helyett másat vásároltak, lakásra gyűjtöttek vagy megtakarítottak.

Az 1996-os mélypont után az 1996–1997 közötti évek fogyasztói reakciói az 1993–1994-ben megfigyelt reakciókhoz hasonlóak voltak. A háztartásoknak még mindig a többségére jellemző csökkenő reáljövedelmek és reálkiadások ellenére a tárgypontkülönbségek többnyire pozitívak voltak, a tárgyi vagyon minden reálkiadás-kategória esetében nőtt. A háztartások az eddig elhalasztott vásárlásaikat ekkor pótolták.

A negyedik vizsgált periódusban – 1997 és 1998 között – azonban a háztartásokra eddig jellemző egységes reakció már nem figyelhető meg. A többség reáljövedelmének és reálkiadásának növekedése ellenére az összes tárgypontról kisebb mértékben nőtt, mint az előző időszakban. A reálkiadásait jelentősen csökkentő háztartások tárgypontra határozottan csökkent, ezek a háztartások nem tudták pótolni kiselejtett tárgyaikat, illetve rosszabb esetben tárgyi vagyonuk azért csökkent, mert kiadásait visszaeső jövedelmük miatt kellett csökkenteni, így jövedelmük pótlása érdekében tárgyaikat eladogatták. Ugyanekkor a reálkiadásait növelő háztartások többet vásároltak tartós fogyasztási cikkek-ből, de korántsem olyan mértékben, mint 1993 és 1994 között.

Részletesebb számításaink szerint 1997 és 1998 között a jelentős reáljövedelem-csökkenést elszenvedő háztartásoknak körülbelül a harmada a jövedelem-visszaesésre reálkiadásainak szintén jelentős mérséklésével reagált, miközben tárgyi vagyonuk határozottan csökkent. Ugyanekkor a teljes népesség negyede volt kénytelen reáljövedelmének csökkenését reálkiadásának visszafogásával ellensúlyozni.

A tárgypontkülönbségek időbeli változását a reálkiadás-változás kategóriái szerint vizsgálva, megfigyelhetjük, hogy növekvő reálkiadások mellett a tárgypontok is egyértelműen nőttek. A 15. táblázat értékei alapján szoros kapcsolat fedezhető fel a reálkiadás növekedése és a tárgyi vagyon pozitív irányú változása, azaz a vagyongyarapodás között. A tárgypontkülönbségek időbeli változását a reáljövedelem-változás kategóriái sze-

rint vizsgálva viszont, a kép kevésbé világos, növekvő reáljövedelmek esetén a tárgypon-  
tok hol növekednek, hol csökkennek. Másképp fogalmazva: nem fedezhető fel egyértel-  
mű kapcsolat a reáljövedelem-növekedés és a tárgyieszköz-ellátottsággal mérhető va-  
gyongyarapodás között.

A 15. táblázat értékeit elemezve, az olvasóban felmerülhet a kétely, hogy a  
tárgypontkülönbségek időbeli változását csupán egyetlen tárgy előfordulása vagy hiánya  
is okozhatja, nevezetesen: a tárgyi vagyonban magas pontszámmal szereplő autóé. Ezért  
a tárgypontkülönbségeket az autó nélküli tárgyi vagyon esetében is meghatároztuk. A  
tárgypontkülönbségek időbeli alakulása ebben az esetben is azonos képet mutat, azzal az  
eltéréssel, hogy az autó nélküli tárgypontkülönbségek rendre kisebbek.

A tárgypontokat felhasználhatjuk a tárgyi vagyon egyenlőtlenségeinek vizsgálatára is.  
A 3. táblázatban bemutatotthoz hasonlóan most is kiszámítjuk a Gini-együtthatót, vala-  
mint az általánosított entrópia indexet a  $-1$  és a  $2$  paraméterértékek mellett. A 16. táblá-  
zatban közre adjuk mind az összehasonlítható, mind pedig a teljes tárgyi vagyonra szá-  
mított egyenlőtlenségi mutatókat.

#### 16. táblázat

Az összehasonlítható és a teljes tárgyi vagyon tárgyponyszámaira számolt egyenlőtlenségi  
mutatók

Mutató	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Összehasonlítható tárgyi vagyon</i>						
Gini-együttható	0,309	0,304	0,302	0,296	0,293	0,282
GE(-1)	0,254	0,264	0,242	0,237	0,223	0,208
GE(2)	0,150	0,142	0,152	0,138	0,134	0,123
<i>Teljes tárgyi vagyon</i>						
Gini-együttható	–	–	–	0,302	0,298	0,295
GE(-1)	–	–	–	0,252	0,235	0,231
GE(2)	–	–	–	0,144	0,139	0,137

A Gini-együttható értéke lassú, de folyamatos csökkenést mutat a teljes időszakban. A  
GE-indexek az első panelciklus idején enyhe hullámzást mutatnak. A GE(-1) mutató  
1994-ben átmenetileg növekszik. Ez a mutató viszonylag érzékenyebb az alacsony érté-  
kekre, növekedése annak tulajdonítható, hogy ekkor a tárgyi eszközökkel kevésbé ellá-  
tottak helyzete az átlagnál jobban romlott (vö. 15. táblázat). A magasabb értékekre job-  
ban reagáló GE(2) mutató viszont 1995-ben nőtt meg átmenetileg, amikor a jövedelmi  
egyenlőtlenségek is viszonylag magasak voltak. A teljes tárgyieszköz-állományt, tehát az  
újabb, viszonylag korszerűbb eszközöket is magában foglaló tárgyponyszámok esetében  
az egyenlőtlenségi mutatók csökkenése valamivel kisebb, mint az összehasonlítható pont-  
számoknál.

Még egy szempontból megvizsgáltuk a tárgypontok közötti egyenlőtlenségek alakulá-  
sát. Ehhez visszautalunk a kiadási szempontból tartósan immobilokat bemutató 11. táb-  
lázatra. Mindkét panelciklus esetében képeztük a tartósan a 10. decilis, illetve a tartósan  
az 1. decilis környékén immobilok tárgypontjainak a hányadosát. 1993 és 1995 között ez  
a hányados – 10 százalékos mobilitási szint esetén – 3,6-ről 4,2-re növekszik, majd az  
1996–1998 közötti időszakban 4,4-ről 4,1-re csökken.

A tárgyi vagyon lassabban változik, mint a jövedelem vagy a kiadások, másrésről a  
megtakarítások nem csak az általunk vizsgált tárgyi vagyonban jelennek meg. Mindeze-  
ket figyelembe véve is megállapíthatjuk, hogy a tárgyi vagyonra vonatkozó egyenlőtlen-

ségi számításaink megerősítik korábbi megállapításainkat: az általunk vizsgált *második panelciklusban az egyenlőtlenségek növekedése megállt, az egyenlőtlenségek stabilizálódtak.*

A jövedelmi és kiadási egyenlőtlenségek, valamint a vagyoni egyenlőtlenségek változása szoros kapcsolatban van a vagyoni pozíciók időbeli alakulásával is. A relatív pozícióváltozás mértékét és ennek megfelelően a mobilitást a tárgyponatok esetében ugyanúgy értelmezhetjük, ahogy azt az előző fejezetben a jövedelem és a kiadás esetében tettük. A 17. táblázat segítségével a tárgyi vagyon relatív mobilitásának időbeli változását a reáljövedelem- és a reálkiadás-változások függvényében elemezzük.

17. táblázat

Az összehasonlítható tárgyi vagyon 10 százalékos szintű mobilitása a reáljövedelem-, illetve a reálkiadás-változás kategóriáinak százalékában

Kvintilis	1993–1994		1994–1995		1996–1997		1997–1998	
	le	fel	le	fel	le	fel	le	fel
<i>Reáljövedelem-változás</i>								
Nagymértékű								
csökkenés	19	14	20	19	18	11	20	19
Csökkenés	22	15	15	15	14	15	17	13
Növekedés	15	17	15	16	13	19	11	12
Nagymértékű								
növekedés	18	27	19	22	16	18	16	18
Átlag	19	18	17	17	15	16	15	14
Összes	37		34		31		29	
<i>Reálkiadás-változás</i>								
Nagymértékű								
csökkenés	22	9	21	14	20	15	25	7
Csökkenés	20	16	16	18	16	14	20	12
Növekedés	15	18	13	21	12	15	8	15
Nagymértékű								
növekedés	17	27	15	19	10	21	11	22
Átlag	19	18	17	17	15	16	15	14
Összes	37		34		31		29	

*Megjegyzés: lásd a 14. táblázat megjegyzését.*

Az első panelciklusban a 10 százalékos szintű átlagos vagyoni mobilitás 37-ről 34 százalékra csökkent. Ez döntően a reáljövedelmüket és reálkiadásukat jelentősen növelők felfelé irányuló mobilitásának csökkenéséből adódott. A második panelciklusban a 10 százalékos szintű átlagos vagyoni mobilitás kissé csökkent, majd stagnált, ami az 1997 és 1998 között megindult reáljövedelem- és reálkiadás-növekedés ellenére valósult meg. *A jövedelmek és kiadások növekedése tehát nem járt együtt a vagyoni mobilitás élénkülésével.* A jelentős reáljövedelem- és reálkiadás-növekedéssel jellemezhető háztartások felfelé irányuló vagyoni mobilitása sem nőtt, de nem erősödött a lefelé irányuló mobilitásuk sem. Ezek a személyek képesek voltak vagyoni pozíciójukat stabilizálni.

1997 és 1998 között nagymértékben csökkent viszont a jelentős reáljövedelem- és reálkiadás-csökkenést elszenvedők felfelé irányuló mobilitása. 1996-ról 1997-re azoknak a felfelé irányuló mobilitása, akiknek reálkiadása csökkent, összesen közel 30 százalékos volt, 1997–1998-ban viszont részarányuk már kevesebb mint 20 százalék.

Megállapíthatjuk, hogy a vizsgált időszakokban összességében határozottan csökkent a



vagyoni mobilitás. Az 1993–1996 között tapasztalt jövedelem- és kiadáscsökkenés, valamint a vagyoni egyenlőtlenségek folyamatos csökkenése viszonylag magas mobilitással párosult. A növekedés megindulása és a vagyoni egyenlőtlenség további csökkenése azonban együtt járt a vagyoni mobilitás csökkenésével, különösen a jelentős reálkiadás-csökkenést elviselő esetében. Az egyenlőtlenségek és a mobilitás e kapcsolata rögzíti a vagyoni pozíciókat, ami rövid távon lehetetlenné teszi a háztartások egy része számára pozícióik javítását. Az 1995-ben és 1996-ban lezajló rövid ideig tartó jövedelmi és kiadási sokkok így hosszú távon is továbbgyűrűző hatásúak. A tárgyakkal való ellátottságban mutatkozó egyenlőtlenségekcsökkenés ellenére a pozíciók „befagyása” fokozhatja az egyenlőtlenség érzetét, az egyenlőtlenségek esetleges, későbbi kismértékű növekedése pedig nagyobb mértékű növekedés érzetét keltheti.

\*

A kilencvenes évek második felében a magyar háztartások jövedelmi és kiadási, valamint a tárgyi vagyonban megjelenő egyenlőtlenségei nem növekedtek tovább, hanem stabilizálódtak. 1993 és 1996 között a legtöbb mutató esetében csekély egyenlőtlenség-növekedés érzékelhető. A különböző jövedelem-egyenlőtlenségi mutatók összevetése arra utal, hogy az egyenlőtlenségek csak a skála két szélén növekedtek, a skálán belül azonban nem történt változás. 1996 és 1998 között ez a folyamat is megállt. A 90. és a 10. percentilis hányadosának 1993–1996 közötti növekedése a tartós munkanélküliséggel küzdő háztartások egyre fokozódó leszakadásának következménye.

A kiadási egyenlőtlenségek szintje lényegesen magasabb, mint a jövedelmi egyenlőtlenségeké. A kiadási egyenlőtlenségek 1996-ban, az 1995. évi stabilizáció hatására átmenetileg megugrottak. A kiadási egyenlőtlenségek dekompozíciója segítségével az egyenlőtlenségek visszarendeződésének folyamatát pontosan tudtuk elemezni, megállapítva, hogy az 1995-ös stabilizációs szakasz a háztartások jövedelmeinek és kiadásainak szintjén 1997-re lezárult. A tárgyi vagyonban megjelenő egyenlőtlenségek csökkenése egyértelműbb, mint a jövedelmi egyenlőtlenségeké, ami tovább erősíti megállapításainkat.

Az egyenlőtlenségek stagnáló szintje mind a jövedelmek, mind a kiadások, mind pedig a tárgyi vagyon 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 két végén. Csökkent a szegények esélye arra, hogy helyzetükön javítsanak, és a növekedés megindulása sem növelte mobilitásukat. További elemzést igényel, hogy egy hosszabb ideig tartó növekedési folyamat erősíteni tudja-e a szegények felfelé irányuló mobilitását. Az azonban egyértelmű, hogy a leggazdagabbak tartósan stabilizálni tudták pozícióikat.

Viszonylag alacsony, csökkenő mobilitási mutatók mellett a jövőben nem várható az egyenlőtlenségek csökkenése, így ez a folyamat a háztartások jövedelmi, kiadási és vagyoni pozícióinak hosszú távú 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.

### *Hivatkozások*

- ANDORKA RUDOLF–KOLOSI TAMÁS–VUKOVICH GYÖRGY (szerk.) [1992, 1994, 1996, 1998]: Társadalmi riport. Társi, Budapest.
- ATKINSON, A. B.–MICKLEWRIGHT, J. [1992]: Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income. Cambridge University Press, Cambridge.

- BKE–TÁRKI [1998]: Záró-tanulmány az MHP 6. hullámáról. MHP Műhelytanulmányok, BKE–Tárki, Budapest.
- 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 TIBOR–SIK ENDRE [1996]: Átmenetmátrixok. Megj.: *Sik Endre–Tóth István György* [1996].
- DARROCH, J. N.–RATCLIFF, D. [1972]: Generalized iterative scaling for log-linear models. *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 43, 1470–1480. o.
- 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.
- FIELDS, G. S.–OK, E. A. [1998]: Measuring Movement of Incomes. *Economica*, 66. 455–471. o.
- GALASI PÉTER [1998]: Income Inequality and Mobility in Hungary, 1992–96. *Innocenti Occasional Papers, Economic and Social Policy Series*, No. 64, UNICEF, Firenze.
- HABICH, R.–SPÉDER ZSOLT [1998]: Vesztesek és nyertesek: a társadalmi változás következményei három országban. Megjelent: *Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György* [1998] 117–39. o.
- HEINRICH, G. [1999]: When average is not good enough: An analysis of income inequality in transition. UNU/Wider and CERT, Heriot-Watt University, Edinburgh.
- JENKINS, S. P. [1995]: Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971–86. *Economica*, 62. 29–63. o.
- KAPITÁNY ZSUZSA–KESZTHELYINÉ RÉDEI MÁRIA–MOLNÁR GYÖRGY [1999]: A „rejtőzködő” panel. *Statisztikai Szemle*, 10–11. sz. 833–843. o.
- KAPITÁNY ZSUZSA–MOLNÁR GYÖRGY [2001]: A magyar háztartások jövedelmi-kiadási egyenlőtlenségei és mobilitása, 1993–1998. MT-DP 2001/15, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- KAPITÁNY, ZSUZSA–MOLNÁR, GYÖRGY [2002]: Inequality and mobility analysis by the Hungarian Rotation Panel, 1993–1998. MT-DP 2002/4, Discussion Papers, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences, Budapest.
- 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. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29. No. 1. 40–65. o.
- KOLOSI TAMÁS–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY–VUKOVICH GYÖRGY (szerk) [2000]: Társadalmi riport 2000. Tárki, Budapest.
- KSH [1997]: A háztartási költségvetési felvétel módszertana. *Statisztikai Módszertani Füzetek*, 37. KSH, Budapest.
- KSH [2001]: *Statisztikai Évkönyv*. KSH, Budapest.
- KSH [2002]: *Fogyasztói árindex füzetek 52*. KSH, 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. Kézirat, World Bank, WPS 2459. október.
- MEDGYESI MÁRTON–SZÍVÓS PÉTER–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2000]: Szegénység és egyenlőtlenségek: generációs eltolódások. Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.) [2000] 177–204. o.
- MIHÁLYFFY, LÁSZLÓ [1994]: The Unified System of Household Surveys in the Decade 1992–2001. *Statistics in Transition*, június, Vol. 1. No. 4. 443–462. o.
- MILANOVIC, B. [1998]: Income, Inequality and Poverty during the Transition from Planned to Market Economy. World Bank, Washington D. C.
- MILANOVIC, B. [1999]: Explaining the increase in inequality during transition. *Economics of Transition*, Vol 7. No. 2. 299–341. o.
- PUDNEY, S. [1994]: Earnings Inequality in Hungary: A Comparative analysis of Household and Enterprise Survey Data. *Economics of Planning*, 27/3. 251–276. o.
- REDMOND, G.–KATTUMAN, P. [2001]: Employment polarisation and inequality in the UK and Hungary. *Cambridge Journal of Economics*, 25. 467–480. o.
- RÉVÉSZ TAMÁS [1995]: Háztartás-statisztika – érvényességvizsgálat. *Statisztikai Szemle*, 1. 31–49. o.

- RÉVÉSZ, TAMÁS [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. [2001]: Earnings Mobility during the Transition. The Case of Hungary. MOCT-MOST: Economic Policy in Transitional Economies, Vol. 11. No 1. 69–89. o.
- SHORROCKS, A. F. [1978a]: The Measurement of Mobility. *Econometrica*, 46. 1013–1024. o.
- SHORROCKS, A. F. [1978b]: Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19. 376–393. o.
- SHORROCKS, A. F. [1982]: Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50. 193–212. o.
- SHORROCKS, A. F. [1984]: Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica*, 52. 1369–1388. o.
- SIK ENDRE–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY (szerk.) [1996]: Társadalmi páternoszter 1992–1995. MHP Műhelytanulmányok, BKE–Tárki, Budapest.
- SIK ENDRE–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1997]: Az ajtók záródnak? MHP Műhelytanulmányok, Tárki, Budapest.
- SPÉDER ZSOLT [1996]: Változások évről évre. Megjelent: *Andorka Rudolf–Kolosi Tamás–Vukovich György* [1996] 44–69. o.
- SPÉDER ZSOLT [1998]: Poverty Dynamics in Hungary during the Transformation. *Economics of Transition*, 1. sz. 1–21. o.
- SPÉDER ZSOLT–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, Budapest.
- SZIVÓS PÉTER–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1998]: A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és jóléti támogatások. Megjelent: *BKE–Tárki* [1998] 44–57. o.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1995]: The First Two Waves of the Hungarian Household Panel: Methods and Results. *Innovation*, Vol. 8. No. 1. március, 109–121. o.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY–ANDORKA RUDOLF–FÖRSTER, M.–SPÉDER ZSOLT [1994]: Poverty, Inequalities and the Incidence of Social Transfers in Hungary, 1992–3. Paper prepared for the World Bank Office Budapest, Tárki, Budapest.
- 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.



*A lap minden kedves Olvasójának  
és Szerzőjének  
eredményekben gazdag,  
békés, boldog új évet kíván*

*a Szerkesztőség*