

# STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI  
STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN,  
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő), DR. HÜTTL ANTÓNIA, DR. KÖRÖSI GÁBOR,  
DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, DR. MELLÁR TAMÁS (a Szerkesztőbizottság elnöke), NYITRAI FERENCNÉ DR.,  
OROS IVÁN, DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA, DR. SZILÁGYI GYÖRGY,  
TÓTH ISTVÁN GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA

78. ÉVFOLYAM 9. SZÁM

2000. SZEPTEMBER

## E SZÁM SZERZŐI:

*Dr. Fóti János*, a KSH ny. főosztályvezető-helyettese; *Michael F. Förster*, a bécsi European Centre for Social Welfare Policy and Research tudományos munkatársa; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Dr. Melega Tiborné*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem docense; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Székely Gáborné*, a KSH titkára; *Tóth István György*, a TÁRKI vezérigazgatója; *Záhonyi Márta*, a KSH fogalmazója.

\*

*Németh Attila*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főosztályvezető-helyettese; *Szauer Erzsébet*, a KSH főtanácsosa; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tudományos kutatója; *Visi Lakatos Mária*, a KSH főtanácsosa, a *Statisztikai Szemle* szerkesztője.

---

ISSN 0039 0690

---

Megjelenik havonta egyszer  
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László  
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya  
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal  
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás  
2891 – Akadémiai Nyomda  
Martonvásár, 2000  
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

---

Szerkesztők: Dr. Domokos Attila, Polyák Andrea, Szücsné Bruckner Mariann, Visi Lakatos Mária  
Tördelőszerkesztők: Bálinthné Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

---

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.  
Telefon: 487-4341, 487-4343 Telefax: 487-4344  
E-mail: [statszemle@ksh.gov.hu](mailto:statszemle@ksh.gov.hu)

Kiadóhivatal: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.  
Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Előfizethető bármely hírlapkézbetítő postahivatalnál és a Levél- és Hírlapüzletági Igazgatóság Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra.  
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft  
Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

## TARTALOM

### STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

- A családi támogatások és a gyermekszegénység három országban.  
– *Michael F. Förster – Tóth István György* ..... 677
- A lakásárak társadalomstatistikai összefüggései. – *Székely Gáborné* ..... 703

### JELENTÉS

- A társadalom és a gazdaság főbb folyamatai 1999-ben ..... 725

### VITA

- A determinációs együtthatóról. – *Hunyadi László* ..... 753

### SZEMLE

- A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyongkutató Társaság ötvenéves tevékenysége. – *Nádudvari Zoltán* ..... 766
- A Statisztikatörténeti Szakosztály XXXVII. vándorülése Sopronban. – *Dr. Fóti János – Záhonyi Márta*..... 768
- Magyar nyelvű szakirodalom
- B. Kröpfl – W. Peschek – E. Schneider – A. Schönlieb:  
Alkalmazott statisztika. (*Melega Tiborné*) ..... 772

### STATISZTIKAI HÍRADÓ

- Személyi hírek ..... 774
- Szervezeti hírek – Közlemények ..... 774

### STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

#### Külföldi statisztikai irodalom

- Smeral, E.: Az Európai Valutaunió és a nemzetközi turizmus.  
(*Németh Attila*)..... 777

Berger, F.: Tőkejövedelem és ingatlan vagyon. ( <i>Visi Lakatos Mária</i> ) .....	778
Dupâquier, J.: A világ népessége a XX. században. ( <i>Szauer Erzsébet</i> ) .....	779
Nowak, L.: Népmozgalom és egészségi állapot Lengyelországban. ( <i>Szász Kálmán</i> ).....	780
Bibliográfia.....	782

*A Statisztikai Szemlében megjelenő tanulmányok  
kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképp egybe  
a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.*

*Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!*

### A CSALÁDI TÁMOGATÁSOK ÉS A GYERMEK-SZEGÉNYSÉG HÁROM ORSZÁGBAN\*

MICHAEL F. FÖRSTER – TÓTH ISTVÁN GYÖRGY

A tanulmány középpontjában a gyermekek és a gyermekes családok szegénységének a gazdasági átmenet során három visegrádi országban (Csehországban, Lengyelországban és Magyarországon) megfigyelt alakulása áll. A szerzők háztartási szintű mikro adatfelvételekre építve, a három országban egyaránt bevezetett, hasonló irányba mutató családi támogatási reformok előtti és utáni időszakra vonatkozóan mutatják be a gyermekszegénység tényezőinek és mértékének alakulását, valamint a jóléti támogatások beszámításával és annak figyelmen kívül hagyásával számított szegénységi rátákat.

A gyermekek szegénysége, különösen azoké, akik nagy családokban élnek és akiket egyedül álló szülők nevelnek, jelentősen nőtt a vizsgált időszakban, annak ellenére, hogy a kormányzatok mindenütt erőfeszítéseket tettek a gazdasági válság káros hatásainak enyhítésére. A gyermekes családok relatív jövedelmi helyzetének romlása a családi támogatások növekvő célzottságával járt együtt, amit megerősítettek azok a reformok, amelyek a magasabb jövedelmű családokat a támogatásokból kizárták. A tanulmány bemutatja, hogy a családi támogatások szegénységcsökkentő hatását egyre inkább a szegénység intenzitásának és a szegények közötti egyenlőtlenségeknek a csökkentése jelezte a támogatások szegénységi rátát csökkentő hatásának rovására. Összességében ezt úgy magyarázhatjuk, hogy a szóban forgó időszakban a legalacsonyabb jövedelmű szegény gyermekek támogatása került előtérbe.

TÁRGYSZÓ: Jövedelemeloszlás. Szegénység. Gyermekek. Családi támogatások.

Tanulmányunkban a családpolitikai intézkedések hatásának összehasonlító elemzésére teszünk kísérletet három országban, Csehországban, Lengyelországban és Magyarországon. Különös figyelmet szentelünk a szegénység változó elterjedtségének, mértékének és összetételének a legfiatalabb nemzedékek körében.

A közvetlenül a családokat segítő politikai intézkedések jelentősége és hatása mindig függ jó néhány más tényezőtől is, tanulmányunkban azonban főként a családpolitika változásaira és ezek hatásaira összpontosítunk, s az egyéb fejlemények és politikai intézkedések hatásaira csak röviden térünk ki.

Néhány módszertani kérdés tárgyalása után röviden jellemezzük a szegénységet a három visegrádi országban. Majd a családpolitikai intézkedéseket mutatjuk be: összehason-

\* A tanulmány a *Child well-being in rich and transition countries. Are children in growing danger of social exclusion?* című az 1999. szeptember 30. és október 2. között Luxembourgban rendezett konferenciára készült előadás rövidített változata. (A szerzők a részletes javító megjegyzésekért köszönik Szivós Péter és Hunyadi László segítségét.) A tanulmányt Babarczy Eszter és Nagy Ildikó segítették magyarra áttulntni (Förster–Tóth, 1999).

lítjuk az egyes országok jellemző támogatási típusait, és elemezzük a különféle reformkísérleteket. Végül a családtámogatási rendszerek szegénységre gyakorolt lehetséges hatását vizsgáljuk, s összefoglaljuk következtetéseinket.

Egyik korábbi írásunkban (Förster–Tóth; 1998) már áttekintettük a szegénység és az egyenlőtlenségek kilencvenes évek eleji alakulását a visegrádi országokban, majd egy következő tanulmányunkban megvizsgáltuk a pénzbeni jóléti támogatásoknak a szegénység visszaszorítására gyakorolt hatását Magyarországon (Förster–Szivós–Tóth; 1998). Jelen tanulmányban az országok tágabb körére és hosszabb távra vonatkozóan a legfrissebb adatok felhasználásával elsősorban a gyermekszegénység, illetve a gyermekes családok szempontjából elemezzük az elmúlt évek változásait.

Az alapkérdések a következők:

- hogyan változott a szegénység a visegrádi országokban az átmenet nehéz éveitől;
- miképpen alakították át a családtámogatási rendszereket az egyes országokban;
- hogyan hatnak vagy hathatnak ezek az intézkedések a szegénységre?

Elemzésünk a szóban forgó országok háztartás-statisztikai felméréseinek adataira támaszkodik:

- Csehország esetében az adatok forrása az 1992-es mikrocenzus (16 234 megfigyelt háztartás) és az 1996-os mikrocenzus (28 148 megfigyelt háztartás), melynek adatait a prágai Szociológiai Intézetben dolgozták fel 1999 nyarán;
- Magyarország esetében az 1991-es Magyar Háztartás Panel (MHP) és a TÁRKI 1997-es Háztartás Monitor felméréseit használtuk (mindkét esetben kismintás adatállományról van szó, amely mintegy 2000 háztartásra és tagjaikra terjedt ki);
- a lengyel adatok forrása az 1992-es és az 1995-ös háztartás-költségvetés felvétel (6 602, illetve 32 009 háztartás).

A Lengyelországra vonatkozó elemzést a Luxemburg Jövedelemvizsgálat (Luxembourg Income Study – LIS) adatállományán végeztük, a magyar és a cseh felvételek adatait pedig közvetlenül dolgoztuk fel, és az egyes országokra vonatkozó információkat igyekeztünk közös demográfiai és jövedelmi fogalomrendszer keretében egységesíteni.

Az elemzés alapegysége a háztartás. Feltételeztük ugyanis, hogy a közös háztartásban élők megosztják jövedelmüket és fogyasztási kiadásait. Az egyéni jólétet tehát csak a háztartások keretén belül tudjuk vizsgálni. A feltüntetett eredmények azonban személyekre vonatkoznak. Az egyénekre vonatkozó statisztikai adatokat a háztartások adataiból a háztartásban élők számával számítottuk.

Annak érdekében, hogy a háztartások méretgazdaságosságát is tekintetbe vehessük, ekvivalencia-skálákat használtunk. Elemzésünkben mindvégig  $e = 0,5$  ekvivalencia elaszticitási értékkel számoltunk.<sup>1</sup> Így eredményeink összevethetők az OECD-országok adataival. Mivel azonban a szociálpolitikai jogosultsági kritériumokat a vizsgált országok többségében a háztartás egy főre jutó jövedelme szerint állapították meg, eredmé-

<sup>1</sup> Mivel a háztartások fogyasztási szükségletei növekszenek a háztartásmérettel, de minden bizonnyal nem azzal egyenes arányban, a különböző méretű háztartások gazdasági jóléti szintjének összehasonlításához fogyasztási súlyok bevezetésére van szükség. Ezt közelíthetik azok az elaszticitási együtthatók, amelyek a fogyasztási szükségletek növekedését a háztartásméret növekedésének arányában mutatják meg. Formálisan  $N=Y/S^e$ , ahol  $N$  a fogyasztási szükséglet,  $Y$  a háztartás összes jövedelme,  $S$  a háztartás mérete, és  $e$  paraméter fejezi ki a rugalmassági együtthatót. Esetünkben tehát azt feltételezzük, hogy a fogyasztási szükségletek a háztartásméret négyzetgyökével fordított arányban növekszenek. Ezt az együtthatót nagyon gyakran alkalmazzák a nemzetközi összehasonlításokban.

nyeink esetenként alacsonyabb szegénységi szintet mutathatnak a nagycsaládok esetében, mint az egy főre jutó jövedelemre alapozott közigazgatási vagy egyéb statisztikák.<sup>2</sup>

Mindhárom ország esetében két időpontra vonatkozó adatbázist hasonlítunk össze. Az első évek a recesszió legmélyebb időszakát (Lengyelországban és Csehországban 1992, Magyarországon 1991) fedik le. A második időpont a kilencvenes évek második felére vonatkozik: Lengyelország 1995, Csehország 1996 és Magyarország esetében 1997. Az első vizsgált adatállomány a családpolitikai intézkedések kiterjesztése és a későbbi reformok közötti köztes időszakot jellemezi, míg a második körben a reform utáni időszakot vizsgáljuk, ugyanis 1994 és 1995 között fontos családpolitikai reformokat vezettek be mindhárom országban.

A szegénységi szint becslésére a háztartás teljes jövedelmét és ennek egyes elemeit használtuk. A jövedelmek meghatározásakor a nemzetközi gyakorlatot követtük (*OECD*; 1998a): a teljes elkölthető háztartási jövedelem a piaci jövedelem (bruttó kereset, tőkejövedelem és önálló tevékenységből eredő jövedelem) összege, amelyhez hozzáadjuk az állami és a magánjellegű támogatásokat, s levonjuk belőle a jövedelemadókat, valamint a társadalombiztosítási járulékat. Az elemzést – adatkorlátok miatt – a teljes elkölthető jövedelemre korlátoztuk, amely mindegyik felmérés esetén rendelkezésre áll, továbbá az állami támogatások különféle komponenseire, főként a családi támogatásokra. Ez annyit jelent, hogy a közvetlen adóztatás hatásait a rendelkezésünkre álló adatok alapján nem tudtuk értékelni.<sup>3</sup>

Adataink mindhárom ország esetében mintavételen alapuló adatállományokból származnak, így számolni kell azzal, hogy a kapott eredményeket a minta nagyságától, az alkalmazott mintavételi eljárásoktól és az adott mutatók kiszámításához használható érvényes értékek arányától függő mintavételi hiba, valamint a kérdés módjától, körülményeitől és más tényezőktől függő nem mintavételi hiba teszi bizonytalaná. Eredményeink ezért, különösen ott, ahol alacsonyabb esetszámokra alapozunk következtetéseket, óvatos interpretációt tesznek szükségessé.

#### A FŐBB TENDENCIÁK ÁTTEKINTÉSE: A HÁROM ORSZÁG ÖSSZEHASONLÍTÁSA

Először a gazdasági összefüggéseket, a családpolitika háttérét hasonlítjuk össze a három országban, azután általános áttekintést adunk a szegénységről és az egyenlőtlenségekről, majd megvizsgáljuk a gyermekes családok relatív szegénységi szintjét.

A cseh, a lengyel és a magyar családpolitika alakulásával kapcsolatban az utóbbi tíz évben mindenekelőtt ezen országok gazdasági fejlődésének néhány fontos hasonlóságára,

<sup>2</sup> Azért, hogy eredményeink robusztusságát az alternatív ekvivalencia-skálák mellett is ellenőrizzük, számos érzékenységi tesztet végeztünk el. Ez a szenzitivitás-vizsgálat arra enged következtetni, hogy eredményeink, ami a szegénységi küszöbök és az ekvivalencia-skálák megválasztását illeti, az összehasonlítások két szintjét tekintve állják meg a változók értékétől függetlenül: a) az országok közötti összehasonlítás, b) legfőképpen pedig az időbeli tendenciák elemzése területén. Ami az összehasonlítás harmadik szintjét, a gyermekek és a teljes népesség közötti összehasonlításokat illeti, óvatosan kell értelmeznünk a jóléti színvonalra vonatkozó becsléseket, de a tendenciák és az országonkénti összehasonlítások különféle módszertani feltételek mellett is megállják a helyüket.

<sup>3</sup> Az összehasonlítás szempontjából ez csak akkor vezetne súlyosabb problémákhoz, ha e támogatásokat egyes országokban megadóztatnák, másokban viszont nem. Ekkor ugyanis a családi támogatásoknak az elkölthető jövedelembeni viszonylag magasabb aránya csak látszólagos lenne az adózási elvonás miatt. Az általunk tanulmányozott támogatások azonban a visegrádi országokban adómentességet élveznek.

illetve különbségére kell felhívunk a figyelmet. Fontos közös vonás ezen országokban az, hogy mindhárom a kilencvenes évek első felében szembesült a szerkezeti átalakítás nehéz feladatával (*Barr*; ed.1994): Mindhárom országban jelentős volt a gazdasági visszaesés, korábban ismeretlen mértékű inflációval néztek szembe, és mindenütt szembetűnővé váltak az addig példátlan gazdasági egyenlőtlenségek. A „transzformációs visszaesés” (*Kornai*; 1994) mértéke és okai némileg ugyan különböztek az egyes országokban, de a kilencvenes évek elején mindhárom országban jelentősen visszaesett a termelés. 1989 és 1991 között a reálbérek számos tényező következtében mindhárom országban csökkentek: Csehországban ugyan a bérek már 1991-ben emelkedni kezdtek, Lengyelországban a reálbérek 1990 és 1995 között stagnáltak, Magyarországon pedig az 1994-es enyhe emelkedés után egy ideig ismét csökkenni kezdtek. 1995-ben Csehországban a reálbérek az 1989-es szintnek körülbelül 90 százalékát érték el, a másik két országban 75 százaléka körül alakultak (*UNICEF*; 1997).

A legfontosabb különbségek az átmenet kezdeti körülményeiből erednek. Lengyelországban a mezőgazdaságban dolgozók magas aránya jellemzi a gazdaságot, és a szociálpolitikai intézményrendszer is ehhez igazodott: számos intézkedés egyes foglalkozási csoportokat támogatót (*PHARE*; 1996c és *Topinska*; 1992). Lengyelországban és Magyarországon egyaránt jelentős volt a magángazdaság, amelyre a gazdasági átmenet során építhettek, a cseh gazdaságról viszont ezt nem lehet elmondani. A politikai szabadságjogok szabályozása úgyszintén liberálisabb volt a nyolcvanas években Lengyelországban és Magyarországon, mint Csehszlovákiában. További jelentős különbség volt az, hogy Lengyelország a sokterápiát választotta (vagyis a gazdasági rendszer legtöbb alapvető tényezőjét egyszerre alakították át), Magyarország viszont a fokozatosság elvét követte. A korabeli Csehszlovákiára a „késleltetett” kiigazítás stratégiája volt a jellemző (feltételezték, hogy az átmenet simább lesz, ha egyes nehéz gazdasági döntéseket kedvezőbb külső és belső feltételekre várva későbbre halasztanak).

Lengyelországban és Magyarországon a munkanélküliség gyors ütemben nőtt 1990-1991 folyamán, ezzel szemben Csehországban (legalábbis ami a vizsgált időszakot illeti) a munkanélküliség nagyon alacsony szinten maradt (*Kux*; 1996, *Soltys*; 1996, *OECD*; 1995b, *OECD*; 1998b). A munkavállalók száma mindhárom országban erőteljesen csökkent. Ugyanakkor Magyarországot az átmenet első éveinek munkanélkülisége mind abszolút mértékét, mind arányát tekintve megkülönbözteti a másik két országtól. Az utóbbiakban 1994-1995 folyamán stabilizálódott a munkavállalók aránya, míg Magyarországon tovább csökkent 1997-ig, amikor is a stagnálás jelei mutatkoztak, majd lassú fordulat kezdődött a gazdasági aktivitás terén.

A kilencvenes évek elején mindhárom országban növekedtek a szociális kiadások. Ennek részben az lehet az oka, hogy a gazdasági átmenettől függetlenül is megnőtt a kereslet a szociális ellátás iránt: ide tartoznak a társadalom előregedéséből, az eltartottak arányának növekedéséből és a családtípusok átalakulásából fakadó igények. A költségvetési kiadások közül 1992-ben Magyarországon volt a legmagasabb (a GDP 4 százaléka körüli) a családtámogatások aránya, ezt követi a cseh (3,8%), majd a lengyel arányszám (2%). Az anyasági és a családtámogatásokra (a pénzbéli támogatások közül) Csehországban fordították relatíve a legnagyobb összeget, Magyarországon pedig a munkanélküli támogatások és a szociális segélyek aránya volt a legmagasabb (*Förster–Tóth*; 1998).



A kelet-közép-európai országok szegénységi szintjéről és a szegénység, valamint az egyenlőtlenségek alakulásáról számos összehasonlító elemzés született az utóbbi időben (lásd: *World Bank*; 1996a, *Milanovic*; 1998, *Förster-Tóth*; 1998, *Andorka-Ferge-Tóth*; 1997, *Spéder-Habich*; 1998). E tanulmányok többsége egyetért abban, hogy az egyenlőtlenségek mértéke jelentősen megnőtt a gazdasági átmenet folyamán. Az is általánosan elfogadott megállapítás, hogy egyes országokban a jövedelmi egyenlőtlenség drámai mértéket öltött, míg másutt viszonylag alacsony szinten maradt. Magyarországon és Lengyelországban az átmenet időszakának kezdetén jóval nagyobbak voltak a jövedelmi egyenlőtlenségek, mint Csehországra (Andorka-Ferge-Tóth; 1996).

Az eddigi tanulmányok egy korábbi áttekintésében azt találtuk, hogy az 1990-es évek elején a *relatív* szegénység kategóriájába Csehországban minden tizenötödik ember, míg Magyarországon és Lengyelországban nagyjából a népesség egyötöde, illetve egyhatoda volt sorolható. Az *abszolút* jövedelmi szegénységről azonban nem rajzolódott ki világos kép: hol alacsonyabb volt, mint a relatív szegénység becslött értéke (Csehországban), hol lényegesen magasabb (Lengyelországban), attól függően, hogyan állapítottuk meg az abszolút szegénység küszöbértékét<sup>4</sup> (*Förster-Tóth*; 1998, 17. tábla). Úgy találtuk, hogy nemcsak a szegénység gyakorisága nagyobb Magyarországon és Lengyelországban, mint Csehországban, hanem a szegénység mértéke is. A szegények átlagos jövedelme az első két országban nagyjából a medián jövedelem felénél meghúzott relatív szegénységi küszöbérték háromnegyedét teszi ki, míg Csehországban kisebb a szegényeknek a küszöbötől való elmaradása (a szegénységi rés), a szegények jövedelme átlagosan a küszöbérték mintegy ötödötöde körül van. Ezen túl, a jövedelmek eloszlása is egyenlőtlenebb Magyarországon és Lengyelországban, mint Csehországban, s ez egyaránt áll a népesség egészére és a szegény népességre is. Ez azt jelenti, hogy az 1990-es évek elején a magyar és a lengyel szegények helyzete súlyosabb volt, mint cseh sorstársaiké.

Tanulmányunkban az 1991–1992 és a 1995–1997 közötti időszakot vizsgáljuk két réteg, a gyermekek és a gyermekes családok szegénységi mutatóinak tükrében.

Az előbbinél elsősorban magukról a gyermekekről lesz szó, tehát a háztartásban élő, legfeljebb 18 éves családtagokról. Amikor a „gyermekek jövedelme” kifejezést használjuk, egyszerűen a háztartásban élő egy gyermekekre jutó jövedelemről beszélünk, s a felnőtteket nem vesszük figyelembe az elemzés során.<sup>5</sup> Ily módon a gyermekek anyagi jólétét önmagában is vizsgálni tudjuk.

A gyermekes családok esetében a családok szegénységi szintje áll az elemzés középpontjában, s vizsgálatunk kiterjed a gyermekes családok háztartásában élő összes személyre. Ezzel az elemzéssel azért egészítettük ki az előzőt, mivel a szociálpolitika eszközei, például a családi pótlék jellegű támogatások a családokat és nem a gyermekeket támogatják, s többnyire a szülők vagy a háztartás más felnőtt tagjai rendelkezhetnek felettük. Két sajátos családtípust is vizsgálunk a továbbiakban: a nagycsaládokat (tehát a három vagy annál több gyermeket nevelő családokat), valamint az egyedül álló szülőből és gyermek(ek)ből álló családokat.<sup>6</sup> E két családtípust a legtöbb országban a gazdaságilag

<sup>4</sup> A relatív szegénységet az átlagos, illetve medián jövedelem meghatározott szintjét el nem érő jövedelemként határoztuk meg (az előbbi adatok esetén ez a küszöb a medián jövedelem 60 százaléka); az abszolút szegénységet valamiféle rögzített küszöbérték, például a létminimum alapján mértük.

<sup>5</sup> A LIS-ben rendelkezésre álló háztartás szintű jövedelemből és a gyermekek számából állítjuk elő azt a „személyi” adatot, amellyel azután a következőkben a számításokat elvégezzük.

<sup>6</sup> Az elemzés egysége továbbra is az egyén, a becslések tehát a gyermekes családokban élő összes egyénre vonatkoznak.

kiszolgáltatottabbak közé sorolják, s egyes intézkedések, például a mérlegelésen alapuló alkalmi segélyek kifejezetten e családok támogatását szolgálják.

Először a gyermekek és a gyermekes családok átlagjövedelmének változását vizsgáljuk. A gyermekek és az egyes gyermekes családtípusok átlagos jövedelmét a teljes népesség átlagos jövedelmének százalékában fejeztük ki; a népességen belüli részesedés a gyermekek, illetve az adott családtípusban élő személyek aránya a népesség egészéhez viszonyítva. Az OECD-átlag 15 OECD-ország súlyozatlan átlaga: Észak-Amerika, Ausztrália és 12 európai ország tartozik ide. A jövedelem rendelkezésre álló háztartási jövedelmet jelent  $e = 0,5$  elaszticitással kiigazítva.

A hagyományos OECD-országokban<sup>7</sup> végzett újabb felmérések szerint a fiatal nemzedékek relatív jövedelme csökkenőben volt az 1980-as és 1990-es évek folyamán (Oxley *et al*; 1999). Az 1. tábla bemutatja, milyen tendenciát mutatnak a visegrádi országok és az OECD-országok ebben az időszakban, hogyan alakulnak a gyermekek, illetve a speciális családtípusok átlagos jövedelmei a teljes népesség átlagjövedelmének százalékában.

1. tábla

*A gyermekek és a gyermekes családok aránya és átlagos rendelkezésre álló relatív jövedelme a teljes népesség átlagos jövedelmének százalékában*

Ország, év	A gyermekek		A gyermekes családok		A nagycsaládok*		Az egyedül álló szülők	
	átlagos jövedelme	népesség-beli aránya	átlagos jövedelme	népesség-beli aránya	átlagos jövedelme	népesség-beli aránya	átlagos jövedelme	népesség-beli aránya
Csehország								
1992	99,0	24,0	101,7	54,3	89,1	7,7	72,1	2,7
1996	92,6	21,7	95,5	49,0	76,6	6,6	64,6	2,8
Változás**	-6,5	-2,3	-6,2	-5,3	-12,5	-1,0	-7,5	0,2
Magyarország								
1991	99,4	25,8	101,8	58,9	94,3	11,0	66,8	3,8
1997	93,6	20,0	98,2	48,3	76,6	8,2	71,8	2,9
Változás**	-5,7	-5,7	-3,6	-10,6	-17,6	-2,8	5,0	-0,9
Lengyelország								
1992	96,6	32,7	99,4	69,1	83,0	22,4	95,9	2,8
1995	91,5	28,4	95,3	65,5	77,3	18,4	77,9	2,9
Változás**	-5,1	-4,3	-4,1	-3,6	-5,7	-4,0	-18,0	0,1
OECD-országok***								
a 80-as évek közepén	85,8	25,6						
a 90-es évek közepén	84,9	23,8						
Változás**	-1,0	-1,8						

\* Három vagy több gyermeket nevelő családok.

\*\* Százalékpont.

\*\*\* 15 OECD-ország (Észak-Amerika, Ausztrália és 12 európai ország) súlyozatlan átlaga (Burniaux *et al*; 1998).

A kilencvenes években mindhárom országban csökkent mind a gyermekek, mind a gyermekes családok relatív jövedelme. A vizsgált időszak kezdetén a gyermekek jöve-

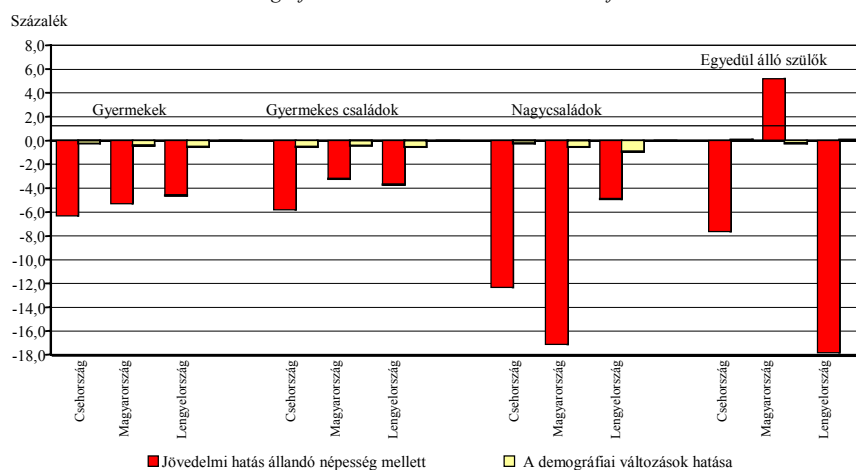
<sup>7</sup> A 24 hagyományos OECD-ország, amelyek már 1996, azaz a három visegrádi ország, valamint Mexikó és Korea felvétel előtt tagjai voltak a szervezetnek.

delmi szintje nem különbözött jelentősen a teljes népességétől. Néhány év múlva azonban mindhárom országban 5–6 százalékponttal csökkent a gyermekek jövedelemszintje és a viseigrádi országokban a gyermekek relatív jövedelmének csökkenése jóval gyorsabb ütemű volt, mint az OECD-régióban. Ugyanakkor a relatív jövedelmi szintek még mindig magasabbak, 90 százalék körül alakulnak a hagyományos OECD-országokra jellemző 85 százalékkal szemben.

A *gyermekes családok* együttesen nagyjából hasonló tendenciát mutatnak: a relatív jövedelem jelentős mértékű csökkenése következett be Csehországban, majd Lengyelországban és Magyarországon is. A veszélyeztetett családok típusa azonban már erőteljesen különbözött a három országban. A *nagycsaládok* Magyarországon veszítettek legtöbbet relatív jövedelmükből – annak csaknem egyötödét –, s a kilencvenes évek elején itt rendelkeztek a legmagasabb jövedelmi szinttel. Csehországban egytizeddel csökkent a nagycsaládok jövedelme, Lengyelországban viszont 6 százalékponttal. Összességében a nagycsaládok relatív jövedelme mindhárom országban az egész népesség jövedelmének háromnegyed része körül alakult. Az *egyedül álló szülők* relatív jövedelmi szintje Lengyelországban csökkent a legjobban – 18 százalékkal –, de Csehországban is 7 százalékkal esett vissza, ellentétben Magyarországgal, ahol az egyedül álló szülők relatív jövedelmi helyzete átlagosan még javult is. E családtípus jövedelmi szintje a kilencvenes évek közepén a teljes népesség jövedelmének kétharmada és háromnegyede körül alakult.

A relatív jövedelmi szintek változásait ugyanakkor a népesség demográfiai összetételében bekövetkező változások is befolyásolják. Ha ugyanis egy alacsony jövedelmű csoport, például az egyszülős családok népességén belüli aránya nő, akkor ennek következtében e csoport összesített relatív jövedelmi szintje csökkenni fog, anélkül, hogy az átlagos jövedelem valóban csökkenne. A 1. ábra e két tényező hatását mutatja.

1. ábra. Az átlagos relatív jövedelmek változásaira ható jövedelmi és demográfiai hatások a kilencvenes évek első felében



A kiigazított jövedelmi hatást úgy számoltuk, hogy a népesség demográfiai szerkezetét konstansnak tekintettük, és így a demográfiai hatást a relatív jövedelmi szintekben bekövetkezett tényleges változás és a konstansnak tekintett népességre számolt jövedelmi

hatás különbsége adta. Általában nem sokban változik a kép, ha a relatív jövedelem változásait a demográfiai változásoknak megfelelően kiigazítjuk; a konstans demográfiai összetétellel számoló elemzés tehát nem torzítja a relatív jövedelmek változásainak főbb tendenciáit. Hasonló kép rajzolódik ki a gyermekek és a gyermekes családok esetében: a nagymértékű jövedelmi változást csak felerősíti a kismértékű demográfiai változás mindhárom visegrádi országban. A három vagy több gyermeket nevelő családok jelentős jövedelemvesztésére Magyarországon és Csehországban már felhívtuk a figyelmet. Lengyelországban a nagycsaládok relatív jövedelmének valamivel kisebb mértékű csökkenésében a demográfiai változásnak nagyobb szerepe van. Az egyedül álló szülők esetén a demográfiai hatás elhanyagolható, s megmaradt a három országban megfigyelhető tendenciák jelentős eltérése: Lengyelországban és Csehországban a relatív jövedelmek erősen visszaestek, Magyarországon viszont növekedtek; a demográfiai változások nélkül a növekedés valamivel még nagyobb lett volna.

Vajon értelmezhetjük-e a relatív átlagjövedelem szintjének romlását annak jeleként, hogy a szegénység kockázata nőtt a gyermekek és a gyermekes családok esetében? A hagyományos OECD-országokban a gyermekszegénység – időnként igen jelentős mértékű – növekedéséről számol be néhány nemrégiben megjelent tanulmány, például *Harding-Szukalska* (1999) Ausztrália, *Smeeding et al.* (1999) az Egyesült Államok, *Phipps* (1999) Kanada, *Gregg et al.* (1999) Nagy-Britannia, *Solera* (1998) Olaszország, valamint *Forssen* (1998) Németország esetén. Mivel a gyermekek és a gyermekes családok átlagos jövedelmének csökkenése négy vagy öt éven át gyorsabb ütemű volt a visegrádi országokban, mint az OECD-országokban tapasztalt egyévtizedes csökkenés, feltehetőleg a gyermekek szegénységi szintje is növekedett.

A 2. tábla a szegénység előfordulását vizsgálja a gyermekek és a gyermekes családok körében, illetve a teljes népességre vonatkozóan. A tábla a szegénységi rátákat, azaz az adott népességcsoporton belüli szegények arányát mutatja. Ez érzékelteti az egyes népességcsoportok szegénységi kockázatát. Az adatok szerint a gyermekekre vonatkozó szegénységi ráta jelentősen különbözik a három országban, és lényegében nincs olyan közös szint, amely felé konvergálnának: 1995–1997-ben Csehországban ez az arány 5 százalék körüli, Magyarországon ennek csaknem kétszerese, Lengyelországban pedig háromszoros volt.

A gyermekek és a gyermekes családok szegénységi rátái a kilencvenes évek folyamán mindhárom országban nőttek: mintegy 3 százalékponttal Csehországban és Magyarországon, míg 6 százalékponttal Lengyelországban. Az összesített relatív szegénységi ráta szintén növekedett, de lassabban, körülbelül 1 százalékponttal Csehországban és Magyarországon, míg 4 százalékponttal Lengyelországban. Csehországban és Magyarországon a gyermekszegénység 1991–1992-ben nem érte el a népesség szegénységi szintjét, 1996–1997-ben viszont már meghaladta. Lengyelországban a gyermekszegénység már a kilencvenes évek elején valamivel magasabb volt, mint a teljes népességé. A szegénységi ráták növekedése jóval erőteljesebb, mint a hagyományos OECD-országokban, amelyekben mind a teljes, mind a gyermekszegénység átlagosan fél százalékponttal növekedett a nyolcvanas évek közepe és a kilencvenes évek vége között.

A gyermekes családok közül a három vagy több gyermeket nevelő nagycsaládosok, főként pedig az egyedül álló szülők esetében a legnagyobb a szegénység kockázata. A nagycsaládok szegénységi rátái mindhárom országban elérik a teljes népességre jellemző

rátá háromszorosát. A vizsgált időszakban elég alacsony szintről indulva a legmagasabb növekedést Csehországban és Lengyelországban tapasztalhatjuk. Magyarországon a nagycsaládosok szegénységi rátája a kilencvenes évek elejének (magas) szintjéhez képest lényegében nem változott.

Az egyedül álló szülők szegénységi rátái mutatják a legjelentősebb növekedést: a ráta Csehországban és Magyarországon megkétszereződött, Lengyelországban pedig majdnem megháromszorozódott. 1995–1997 folyamán az egyedül álló szülők egyötöde tekinthető szegénynek Lengyelországban, egynegyedük Csehországban és csaknem harmaduk Magyarországon. Ez a szint megközelíti a hagyományos OECD-országok átlagát. Megjegyzendő, hogy Csehországban, ahol a szegénységi ráták a teljes népesség és a legtöbb népességcsoport esetén a legalacsonyabbak, a szegénynek tekinthető egyedül álló szülők aránya meghaladja a lengyelországi szintet.

2. tábla

*A szegénységi ráta\* a gyermekek és a gyermekes családok körében*  
(százalék)

Ország, év	Teljes népesség	Gyermekek	Gyermekes csa- ládok	Nagycsaládosok	Egyedül álló szülők
Csehország					
1992	3,3	2,3	2,0	2,3	12,6
1996	4,5	5,6	4,7	9,6	24,6
Változás (százalékpont)	1,2	3,3	2,7	7,3	12,0
Magyarország					
1991	6,7	6,0	4,9	13,0	14,8
1997	7,3	9,4	8,6	14,1	30,4
Változás (százalékpont)	0,6	3,4	3,7	1,1	15,6
Lengyelország					
1992	8,1	8,9	7,9	13,5	7,6
1995	11,9	15,8	14,1	23,3	21,0
Változás (százalékpont)	3,8	6,9	6,2	9,8	13,4
OECD-átlag**					
a 80-as évek közepén	9,6	10,5	–	–	31,0
a 90-es évek közepén	10,0	11,0	–	–	31,1
Változás (százalékpont)	0,5	0,6	–	–	0,1

\* A rendelkezésre álló jövedelmek medián értékének 50 százalékánál alacsonyabb jövedelmű háztartásban élők aránya.

\*\* Burnieaux et al; 1998.

*Megjegyzés.* Az OECD-átlag 15 OECD-ország súlyozatlan átlaga: Észak-Amerika, Ausztrália és 12 európai ország adatai. A szegénységi ráta a rendelkezésre álló jövedelmek medián értékének 50 százalékánál alacsonyabb jövedelmű háztartásban élők aránya. A relatív kockázati mutató adott csoport szegények közötti arányának, illetve a szegények teljes népességbeli arányának hányadosa. A jövedelmeket  $e = 0,5$  rugalmassági együtthatóval korrigáltuk.

A szociálpolitika szempontjából azonban nem elegendő, ha csak a szegénységi rátát mérjük. A szegénység enyhítésére irányuló költségvetési tételek és stratégiák kialakításakor figyelembe kell venni a szegénységi kockázatnak kitett népesség tényleges súlyát a szegény népességen belül. Ugyanaz a szegénységi ráta – például az egyedül álló szülőké – más-más következménnyel járhat, aszerint, hogy arányuk 5 vagy 20 százalékot tesz ki a teljes szegény népességen belül. A 3. tábla a gyermekek és a gyermekes családok szegény népességen belüli arányát mutatja. Emellett a tábla tartalmazza a különböző csoport-

tokra vonatkozó relatív szegénységi kockázati mutatókat, amelyeket néha „reprezentációs mutatóknak” is neveznek. A relatív szegénységi kockázati mutató az adott népességcsoport szegénységi részesedésének és népességbeli arányának hányadosa. Ha például a gyermekek a szegény népesség 40 százalékát teszik ki, a teljes népességnek viszont csak 20 százalékát, akkor a gyermekek kétszer olyan gyakorisággal fordulnak elő a szegény népességben belül, reprezentációs mutatójuk tehát 2. Ily módon megállapíthatjuk, hogy valamely csoport felülreprezentált-e a szegény népességben belül vagy sem.

3. tábla

A szegénységi arány és a relatív szegénységi kockázat\*

Ország, év	Teljes népesség		Gyermekek		Gyermekek családot		Nagycsaládosok		Egyedül álló szülők	
	arány (százalék)	kockázati mutató	arány (százalék)	kockázati mutató	arány (százalék)	kockázati mutató	arány (százalék)	kockázati mutató	arány (százalék)	kockázati mutató
Csehország										
1992	100	1	16,4	0,68	33,2	0,61	5,4	0,71	10,2	3,81
1996	100	1	27,5	1,27	52,0	1,06	14,3	2,16	15,7	5,52
Változás***	100	1	11,1	0,58	18,8	0,45	8,9	1,45	5,5	1,71
Magyarország										
1991	100	1	23,1	0,90	43,4	0,74	21,4	1,95	8,4	2,22
1997	100	1	26,0	1,30	56,9	1,18	15,9	1,95	12,1	4,18
Változás ***	100	1	2,9	0,40	13,5	0,44	-5,4	0,00	3,7	1,97
Lengyelország										
1992	100	1	36,1	1,10	67,8	0,98	37,4	1,67	2,6	0,94
1995	100	1	37,6	1,32	77,1	1,18	35,9	1,95	5,0	1,76
Változás	100	1	1,5	0,22	9,3	0,20	-1,5	0,28	2,4	0,81
OECD-átlag**										
a 80-as évek közepén	100	1	24,2	0,97	–	–	–	–	–	1,39
a 90-es évek közepén	100	1	23,6	0,99	–	–	–	–	–	1,92
Változás***	100	1	-0,6	0,02	–	–	–	–	–	0,50

\* A relatív szegénységi kockázati mutató az adott csoport szegények közötti arányának, és az adott csoport teljes népességbeli arányának hányadosa.

\*\* Burnieaux et al; 1998.

\*\*\* Az arány esetén a változás mértékegysége százalékpont.

Megjegyzés. Az OECD-átlag 15 OECD-ország súlyozatlan átlaga: Észak-Amerika, Ausztrália és 12 európai ország adatai. A szegénységi ráta a rendelkezésre álló jövedelmek medián értékének 50 százalékánál alacsonyabb jövedelmű háztartásban élők aránya. A relatív kockázati mutató adott csoport szegények közötti arányának, illetve a szegények teljes népességbeli arányának hányadosa. A jövedelmeket  $e = 0,5$  rugalmassági együtthatóval korrigáltuk. Az „arány” bizonyos társadalmi csoportok arányát jelenti a szegények között.

A gyermekek szegény népességben belüli aránya jelentősen növekedett Csehországban, míg Lengyelországban és Magyarországon a korábbi szinten maradt. Ennek ellenére továbbra is Lengyelországban a legmagasabb ez az arány, Csehországban és Magyarországon pedig nagyjából megfelel az OECD-átlagnak, azaz majdnem minden negyedik szegény a gyermekek csoportjából kerül ki. Hasonlóképpen, a gyermekek családot szegény népességben belüli aránya Csehországban jobban nőtt, mint Magyarországon és Lengyelországban. Ma már mindhárom országban a szegények között nagyobb arányban vannak gyermekek, mint gyermektelen családok. A három vagy több gyermeket nevelő családok aránya a szegény népességben belül Csehországban háromszorosára (5-ről 15 százalékra) nőtt, Magyarországon és Lengyelországban viszont

csökkent. Eközben e két országban a gyermekes családok szegénységi rátája nem csökkent, ami arra utal, hogy a hagyományosabb családtípusok (az egy- vagy kétgyermekes családok) aránya nőtt a szegény népességen belül. Habár az egyszülős családok aránya viszonylag alacsony (3 százalék körüli) a három országban az OECD-országokhoz képest, a szegény népességen belüli arányuk jelentős, főként Csehországban, ahol már 1992-ben elérte a 10 százalékot, és 1996-ra csaknem 16 százalékra emelkedett. Ugyancsak ezen családok között volt a legmagasabb a szegények aránya mindhárom ország és mindkét időszak esetében.

A 3. tábla relatív kockázati mutatóiból látszik, hogy a vizsgált időszak végére a gyermekek mindhárom országban nagyjából ugyanolyan mértékben, 1,3 körüli értékkel felülreprezentáltak a szegények körében, noha Csehországban és Magyarországon az 1990-es évek elején még alulreprezentáltak voltak, azaz arányuk nem érte el a teljes népességre vonatkozó szegénységi szintet. Ezt szembeállíthatjuk a hagyományos OECD-régió adataival is, ahol se nem felülreprezentált, se nem alulreprezentált a szegény népességen belül a gyermekek aránya, s ez az 1980-as években éppúgy igaz, mint az 1990-esekben.<sup>8</sup> A gyermekes családokra vonatkozó adatok összességükben hasonlóak. Ami a nagycsaládokat illeti, mind a három országban kétszer olyan gyakran fordulnak elő a szegény népességen belül, mint a népesség egészén belül. E mutató viszont csak Csehországban emelkedett jelentősen.

Amint azt a szegénységi rátákban mutatkozó tendenciák is jelzik, az egyszülős családok helyzete változott a legjelentősebben, s országonként igen eltérő mértékben az 1990-es években. E réteg relatív szegénységi kockázata mindhárom országban nőtt, noha Lengyelország esetében kisebb mértékben. Itt a mutató még mindig 2 alatt van, ami nagyjából megfelel az OECD átlagának. Magyarországon viszont az egyszülős családok négyszer Csehországban pedig 5,5-szer olyan gyakran fordulnak elő a szegény népességen belül, mint a teljes népesség körében.

Az eddigi adatok a szegénység előfordulását mutatják, vagyis a szegények számára vonatkoznak. Nem mutatják viszont a szegénység *intenzitását*, vagyis azt, hogy a szegények átlagos jövedelme nőtt vagy csökkent-e a szegénységi küszöbhez viszonyítva. A 4. tábla első részében kaphatunk erről – a szegénységi résről – képet a szegények átlagos leszakadásának a gyermekekre és a gyermekes családokra vonatkozó arányszámaiban. A tábla második része ugyanezen népességcsoportok Sen szegénységi indexeit tartalmazza.

A *szegénységi rés* Csehországban kisebb (16%), mint Magyarországon (23%) és Lengyelországban (22%), ahol az 1990-es években még nőtt is: 1995–1997-ben a szegények átlagos jövedelme nagyjából egynegyeddel volt a szegénységi küszöb alatt. A gyermekek és a gyermekes családok esetében a szegénységi rés többnyire valamivel, de nem jelentősen nagyobb, mint a teljes népességben. A tendencia továbbá a gyermekeknél kedvezőbb, mint a népesség egészénél, mivel a szegénység intenzitása a gyermekek körében csökkent Csehországban és Magyarországon is, és az átlagosnál kisebb mértékben növekedett Lengyelországban. A nagycsaládokra vonatkozó szegénységi rések szintén valamivel átlag fölöttiek. Magyarországon különösen figyelemre méltó ez a tendencia: a nagycsalád-

<sup>8</sup> A 15 OECD-ország összesített átlaga természetesen jelentős országonkénti eltéréseket takar. A relatív szegénységi kockázat az angol-szász országokban a legmagasabb (1,3 és efölött), a legalacsonyabb a skandináv országokban (0,5 és 0,7 között).

okra vonatkozó szegénységi rés 1991 és 1997 között a szegénységi küszöb 36 százalékról 30 százalékra csökkent. Az egyedül álló szülők esetében viszont más tendenciát mutat a szegénységi rés: a szegény egyedül álló szülők átlagos jövedelme Csehországban nagyjából egyötöddel a szegénységi küszöb alatt volt mindkét évben, és nem tért el jelentősen az összes szegény, gyermekes családtól. Magyarországon az egyedül álló szülők leszakadása 1991-ben egyértelműen kisebb volt, mint az összes szegény, gyermekes családé (22%), de ezt követően erősen növekedett, s elérte a 33 százalékot.<sup>9</sup> A magyarországi tendencia pontosan az ellentéte a Lengyelországban tapasztaltnak, ahol a szegénységi rés az egyedül álló szülőknél 35 százalékról 23 százalékra csökkent az 1990-es évek első felében.

4. tábla

*A szegénység intenzitása, valamint a gyermekek és a gyermekes családok teljes szegénysége*

Ország, év	Teljes népesség	Gyermekek	Gyermekes családok	Nagycsaládok	Egyedül álló szülők
Szegénységi rés (százalék)*					
Csehország					
1992	16,1	22,7	22,5	23,1	21,1
1996	16,0	19,6	19,4	19,5	21,6
Változás (százalékpont)	-0,1	-3,1	-3,1	-3,6	0,5
Magyarország					
1991	23,4	31,2	30,1	36,5	22,0
1997	26,6	29,9	29,1	30,2	32,6
Változás (százalékpont)	3,3	-1,3	-1,0	-6,3	10,6
Lengyelország					
1992	22,2	23,6	23,4	25,0	35,0
1995	28,7	28,6	29,0	29,2	23,5
Változás (százalékpont)	6,5	5,0	5,6	4,2	-11,5
Sen szegénységi index**					
Csehország					
1992	0,79	0,73	0,64	0,69	3,71
1996	1,05	1,58	1,33	2,69	7,55
Változás	0,26	0,85	0,69	2,00	3,84
Magyarország					
1991	2,31	2,68	2,13	6,53	4,47
1997	2,77	3,92	3,52	5,40	15,02
Változás	0,45	1,24	1,39	-1,13	10,55
Lengyelország					
1992	2,66	3,07	2,72	4,85	4,11
1995	4,95	6,52	5,89	9,71	7,24
Változás	2,29	3,45	3,17	4,86	3,13

\* A szegénységi rés:  $IT = (z - y)/z$ , ahol  $y$  a szegények átlagos jövedelme és  $z$  a szegénységi küszöb.

\*\* A Sen szegénységi index:  $S = P \cdot \{IT + (1-IT) \cdot G_p\}$ , ahol  $P$  a szegénységi ráta,  $G_p$  a szegények Gini-koefficiense. (Az indexről és más szegénységi mérőszámokról lásd Hajdu, 1997.)

<sup>9</sup> Részben ez lehet a magyarázat arra, miért növekedett Magyarországon jelentősen az egyedül álló szülők szegénységi rátája, miközben átlagos relatív jövedelmük nőtt.



Az átfogó szegénységmutató, a Sen-index megerősíti a fenti eredményeket: a teljes szegénység mindhárom országban növekedett, de a gyermekeknél sokkal nagyobb mértékben, mint a teljes népesség esetében. A szegénység súlyosságáról megközelítő becslést kapunk, ha szembeállítjuk a Sen-index értékeit a 2. tábla szegénységi rátáival.<sup>10</sup> Ez azt mutatja, hogy a gyermekek és a gyermekes családok helyzete Csehországban és Magyarországon súlyosabb, mint a szegény népességé, bár helyzetük kedvezőtlenebbé válása nem volt kimutatható.

A nagycsaládokat és az egyedül álló szülőket illetően megint csak jelentős különbségek mutatkoznak az egyes országok között. A három vagy több gyermeket nevelő családok Sen-indexe csaknem megnégyszereződött Csehországban, de még így is viszonylag alacsony szinten volt 1996-ban (2,7), és ugyancsak növekedett Lengyelországban, ahol a három ország közül a legmagasabb volt (10 körüli). A teljes szegénység a nagycsaládok esetén Magyarországon 5,4-re esett vissza, amit pusztán csak a szegénységi ráták, tehát a szegények számának elemzésével nem lehetett volna kimutatni. Ez annyit jelent, hogy a szegény nagycsaládok számának csekély emelkedését Magyarországon ellensúlyozza átlagos jövedelmük növekedése és a jövedelmek a csoporton belüli egyenlőbb eloszlása.

Az egyedül álló szülők Sen-indexe a vizsgált időszak elején mindhárom országban hasonló, 4 körüli volt; később a Sen-index értéke a vizsgált országok mindegyikében emelkedett, de legnagyobb mértékben Magyarországon (15-ös értéke az egész mintában a legmagasabb volt).

## A SZOCIÁLPOLITIKA VÁLTOZÁSAI ÉS HATÁSAI

A visegrádi országok szociálpolitikai rendszerét feldolgozó irodalom egyre bővül,<sup>11</sup> s az egyes tanulmányok abban általában egyetértenek, hogy a jóléti rendszer reformja mindhárom vizsgált országban elmaradt a gazdasági reform mögött. Egyes országokban bevezettek ugyan intézkedéseket a marginalizálódás és az elszegényedés megfékezésére, a jóléti rendszer azonban egészében érintetlen maradt. Az átmenet kezdetén a szociális ellátásokra való általános jogosultság s a viszonylag nagyvonalú szociálpolitika a célok pontos meghatározásának hiányával társult. Mivel a jogosultság feltételei változatlanok maradtak, miközben az igények nőttek, a juttatások a legtöbb esetben elvesztették értéküket.

A családpolitika mindhárom országban kiemelten fontos elemét jelentette a szociálpolitikának. Ezek a támogatásfajták egyszerre több célt is kívántak szolgálni. Egyfelől, pronatalista aggodalmak miatt váltak szükségessé: a pénzbeni családtámogatás fontos célja volt a születések számának emelése. Másfelől, a támogatások a szegénység enyhítését is segítették. Mivel a gyermekek száma általában a család szegénységének jelzője, a családpolitika a nagyobb családok körében mutatkozó szegénységet is csökkenteni szándékozta. Továbbá, mivel a munkaerő-piaci részvétel igen nagy arányú volt ezekben az országokban, a családpolitika célja volt a női munkavállalás elősegítése is.

<sup>10</sup> Minél közelebb van az adott csoport Sen-indexe annak szegénységi rátájához, annál súlyosabb helyzetben van (*Pattanaik–Sengupta*; 1995).

<sup>11</sup> Lásd például: *Cichon* (1995); *EBRD* (1996); *OECD* (1995a, 1995b); *PHARE* (1996a, 1996b, 1996c); *World Bank* (1995, 1996a) *Milanovic* (1998), *Förster–Tóth* (1998); *Förster–Szivós–Tóth* (1998).

## A főbb családtámogatási intézmények változásai a vizsgálat éveiben

Családtámogatási intézmények	A családpolitikai intézkedések kiterjesztése	
	előtt (1992-ben)	után*
<b>CSEHORSZÁG</b>		
<p>Szülési szabadság</p> <p>Jogosultság: A juttatás időtartama: első gyermek második gyermek harmadik gyermek A támogatás a kereset százalékában:</p>	<p>Munkaviszony, 270 nap biztosított viszony.</p> <p>7 hónap (37 hét ikrek esetén). Ugyanannyi. Ugyanannyi. A napi nettó kereset 90 százaléka, de maximum 162 cseh korona.</p>	<p>Nem változott.</p> <p>Nem változott. Nem változott. Nem változott. A bruttó napi jövedelem 69 százaléka, de maximum 186 korona.</p>
<p>Anyasági támogatások</p> <p>Jogosultság: Időtartam: fizetett nem fizetett A támogatás összege: A támogatás a kereset százalékában:</p>	<p>Állampolgárság.</p> <p>A gyermek 3 éves koráig. Nincs adat. 1992. januártól: 900 korona; 1992. áprilistól: 1200 korona. Nincs adat.</p>	<p>Nem változott.</p> <p>A gyermek 4 éves koráig. Nincs adat. 1980 korona (a felnőttekre számolt létminimum 1,1-szerese). Nincs adat.</p>
<p>Családi pótlék</p> <p>Jogosultság:  Korhatár: tanulók nem tanulók A támogatás átlagos összege gyermekenként:  Az egy gyermekre jutó támogatás az átlagkereset százalékában:</p>	<p>Biztosított és munkaviszonyban álló, az eltartott gyermek tanulói jogviszonyban áll.</p> <p>26 év. 15 év. A támogatás átlagos összege 635 korona: 1. gyermek: 200 korona; 2. gyermek: 450 korona; 3. gyermek: 560 korona; 4. gyermek: 510 korona; 5. és minden további gyermek 350 korona. 1992. november után: a gyermek 6 éves koráig: 340 korona; 6–10 év között 380 korona; 10–15 év között 450 korona; 15–26 év között 490 korona. 1992. októbere után vezették be az állami kiegészítő támogatást, azon családok részére, akiknek jövedelme nem haladja meg a létminimum kétszeresét: ennek összege gyermekenként 220 korona. Külön támogatás jár az egy évnél idősebb, folyamatos intézeti gondozásban nem részesülő, tartósan fogyatékos gyermekek után: ennek összege 500 korona. Súlyosan fogyatékos, semmilyen intézeti ellátásban nem részesülő gyermek esetében 700 korona a támogatás összege. Az első gyermek: 9,1, a második gyermek: 12,5; a harmadik gyermek: 16,9; a negyedik gyermek: 15,8 százalék.</p>	<p>A család a létminimum háromszorososa alatti jövedelemmel rendelkezik, és az eltartott gyermek tanulói jogviszonyban áll.</p> <p>Nem változott. Nem változott. Nincs adat. Jövedelemfüggő támogatás három kategóriában: a családi létminimum 1,1-szerese; 1,8-szerese, illetve 3-szorosával rendelkező családok gyermekenkénti támogatásának összege a személyes létminimum 0,32; 0,28, illetve 0,14-szorososa. 1996. januárban a támogatás a gyermekek kora, illetve az előbbi jövedelemsávok szerint a következő: 0–6 éves: 423; 370, illetve 185 korona; 6–10 éves: 468; 409, illetve 205 korona; 10–15 éves: 554; 485, illetve 243 korona; 15–26 éves: 608; 532, illetve 266 korona. A fogyatékos gyermekek kiegészítő támogatása megszűnt, szociális segély formájában lehet hozzájutni, de csak az alacsony jövedelemmel rendelkező családok jogosultak rá. Nincs adat.</p>

(Az 5. tábla folytatása.)

Családtámogatási intézmények	A családpolitikai intézkedések kiterjesztése	
	előtt (1992-ben)	után*
<b>LENGYELORSZÁG</b>		
Szülési szabadság Jogosultság: A juttatás időtartama: első gyermek második gyermek harmadik és minden további gyermek A támogatás a kereset százalékában:	Munkaviszony.  4 hónap (ikrek esetén 6 hónap). 4,5 hónap. 4,5 hónap.  100 százalék.	Nem változott.  Nem változott. Nem változott. Nem változott. 1995. március 1 óta az utolsó hat hónapra számított havi átlagjövedelem 100 százaléka.
Anyasági támogatások Jogosultság:  Időtartam: fizetett  nem fizetett  A támogatás összege:  A támogatás a kereset százalékában:	Legalább 6 havi munkaviszony, betegség vagy egyéb ok miatt az apa is igénybe veheti a támogatást. Jövedelemfüggő támogatás: az egy főre jutó jövedelem nem haladhatja meg az átlagkereset 25 százalékát.  Első gyermek: 2 év. Második gyermek: 3 év. Az első gyermek maximum 3 éves koráig, a második gyermek maximum 6 éves koráig. Havonta 512 ezer zloty; egyedül álló anya esetén: 818 ezer zloty.  Körülbelül 21 százalék.	Nem változott.  Nem változott. Nem változott. Negyedévenkénti indexálással. A második negyedévben maximum 133 zloty, egyedül álló anya esetén: 211 zloty. Nincs adat.
Családi pótlék Jogosultság:  Korhatár: tanulók nem tanulók A támogatás átlagos összege gyermekenként Az egy gyermekre jutó támogatás az átlagkereset százalékában:	Munkaviszony.  25 év. 16 év.  167 ezer zloty.  4,6 százalék.	Foglalkoztatottak, munkanélküliek és tanulók is igénybe vehetik, ha a család jövedelme nem éri el az átlagkereset 50 százalékát.  20 év. Nem változott.  21 zloty.  3,7 százalék.

(Az 5. tábla folytatása.)

Családtámogatási intézmények	A családpolitikai intézkedések kiterjesztése	
	előtt (1992-ben)	után*
<b>MAGYARORSZÁG</b>		
Szülési szabadság Jogosultság: A juttatás időtartama: első gyermek második gyermek harmadik gyermek A támogatás	Munkaviszony, 270 nap biztosított.  5 hónap. 5 hónap. 5 hónap. Az anya fizetésének 100 százaléka.	Nem változott.  6 hónap. 6 hónap. 6 hónap. Nem változott.
Anyasági támogatások (gyes, gyed) Jogosultság:  Időtartam: gyermekgondozási díj (gyed) keresetarányos támogatás: gyermekgondozási segély (gyes) fix összegű támogatás:  A támogatás összege:  A támogatás az átlagkereset százalékában:	Állampolgárság.  Teljes munkaidőben foglalkoztatás esetén a gyermek 2 éves koráig vehető igénybe. A gyermek 2 és 3 éves kora között (a szükséges idejű munkaviszonnal rendelkezők számára); a gyermek 5 hónapos és 3 éves kora között (a szükségesnél rövidebb munkaviszonnal rendelkezők számára). Az anya utolsó fizetésének 75 százaléka a gyed, illetve fix összeg a gyes esetén. 53 százaléka a gyed; 34 százaléka a gyes esetén.	Jövedelemfüggő támogatás: 23 000 forintos egy főre jutó, havi nettó jövedelem alatt.  1996-tól megszűnt.  A gyermek 3 éves koráig vehető igénybe.  Fix összeg, az öregségi nyugdíj minimuma.  30,1 százalék.
Családi pótlék Jogosultság:  Korhatár: tanulók nem tanulók A támogatás átlagos összege gyermekenként:  Az egy gyermekre jutó támogatás az átlagkereset százalékában:	Állampolgársági jogon jár.  20 év. 16 év. Az első gyermekekre 2370, a 2. gyermekekre 2820, a 3. és a további gyermekekre 3250 forint. A gyermeküket egyedül nevelő szülők esetében: 1. gyermek után 2820, a 2. gyermek után 3250, a 3. és a további gyermekekre 3420 forint. A fogyatékos gyermekekre emelt összegek érvényesek. 21 százalék gyermekenként (négytagú család esetén).	Az egy főre jutó havi nettó jövedelem nem haladja meg a 23 000 forintot (21 200 forintot) 1997.  Nem változott. Nem változott. Ha az egy főre jutó havi nettó jövedelem 21 200 forint alatt van: az 1. gyermek után 3400; a 2. gyermek esetén: 4200, a 3. és a további gyermekek után: 5200 forint. A fogyatékos gyermekekre emelt összegek érvényesek.  Nincs adat.

\* Csehországnál 1996, Lengyelországnál 1995, Magyarországnál 1997.

Forrás: UNICEF ICDC MONEE Database (Csehország és Lengyelország; az adatokért köszönet illeti *Fajth Gáspárt*); TÁRKI Szociális Adattár (Magyarország).

A legfontosabb családpolitikai lépéseket a gazdasági szükség (a növekvő egyenlőtlenségek, a csökkenő reáljövedelmek, valamint a megnövekedett munkanélküliség) és a takarékosági követelmények (vagyis az állami költségvetésre nehezedő teher növekedése) alakították. Az átmenet első éveiben a családtámogatási intézkedéseket a gazdasági válság kedvezőtlen hatásainak kiegyensúlyozására használták. A csökkenő GDP, az emelkedő infláció és a stagnáló reálbérek következtében a családi pótlékok egyre fontosabb szerepet töltek be a legsúlyosabban érintett csoportok minimális jövedelemszintjének fenntartásában (UNICEF; 1995).

A három vizsgált országban nagyjából egyidőben következett be a reformok időszaka: 1995 körül mindhárom országban reformkísérletek tanúi lehettünk. A reformok általánosságban az alanyi jogú ellátás helyett célzottabb, jövedelemhez kötött juttatások bevezetését segítették. Pontosabban, a támogatások felső küszöbének rögzítése a legmagasabb jövedelműek kizárását, nem pedig a legalacsonyabb jövedelműek fokozottabb segítségét jelentette, ami eredetileg a jövedelemigazolási eljárás célja volt (Sipos–Tóth; 1998, Cichon; 1996, PHARE; 1996a, 1996b, 1996c, Tóth; 1997). Az egyes országok családpolitikai támogatásait részletesen az 5. tábla foglalja össze.

#### *A családtámogatások változó hatása a gyermekek jövedelmére*

A további vizsgálat során először azt elemeztük, hogy a készpénztámogatások mennyiben képesek enyhíteni a gyermekszegénységet, illetve megvizsgáltuk az 1991–1992 és 1995–1997 közötti időszak folyamán végbement változásokat. Az elemzés alapja részint az összes állami készpénztámogatás hatása, részint pedig, a gyermekeket érintő speciálisan gazdasági kockázatok enyhítését célzó két támogatás hatása: *a*) a családi pótléké és *b*) az anyasági támogatásé. A kétféle juttatás együttesen a készpénzes családtámogatások teljes összegét adja. Az eredmények értelmezéséhez figyelembe kell vennünk, hogy nem számoltunk sem a közvetlen, sem a közvetett adóztatás hatásával. Ezen túl a természetbeni szolgáltatások (például az ingyenes oktatás és egészségügyi ellátás, az óvodai ellátás stb.) szintén igen fontos eszközei a gyermeket fenyegető szegénység enyhítésének. Ezen intézkedések együttes hatását nem tudtuk vizsgálni, elemzésünk tehát kizárólag a készpénztámogatásokra vonatkozik.

Mennyire fontos forrásai általában az állami támogatások, s ezen belül a családi támogatások, illetve ezek összetevői a gyermekek jövedelmének a vizsgált országokban? A 6. tábla három igen eltérő változatot mutat ebben a kérdésben. Csehországban az állami juttatások a gyermekek rendelkezésre álló jövedelmének egyhatedét teszik ki, Magyarországon és Lengyelországban viszont csaknem egynegyedét. A teljes népesség jövedelmén belüli arány változásával összhangban a gyermekek jövedelmének támogatás-összetevője Csehországban csökkent, Magyarországon szinten maradt, és jelentősen megnőtt Lengyelországban. Az összes készpénzes családi juttatások mintegy felét teszik ki a gyermekek jövedelmében szereplő juttatásoknak<sup>12</sup> Csehországban és Magyarországon, de alig negyedét Lengyelországban. A készpénzes családtámogatások aránya a gyermekek jövedelmén belül mindhárom vizsgált országban csökkent, részben a szociálpolitikai reformok bevezetése következtében. E csökkenés ellenére a családi támogatások aránya még mindig Magyaror-

<sup>12</sup> Ezek a háztartás más tagjainak jutó támogatásokból tevődnek össze: munkanélküliségi segélyből, lakhatási támogatásból, szociális segélyből, többgenerációs háztartások esetén nyugdíjakkól.

szágon a legmagasabb. Ez igen fontos tényező a szegénység csökkenésének vizsgálatánál, mivel a támogatások megvonásának hatását abszolút szintjük országokénti különbségeinek figyelembevételével kell becsülni.

Közös jellemzője a szóban forgó három országnak, hogy a készpénzes családtámogatások két összetevője ellentétes irányban változott: a gyermekek jövedelmén belül az anyasági támogatás aránya némileg nőtt, a családi pótléké viszont csökkent vagy a korábbi szinten maradt (Lengyelország). Az anyasági támogatások jelentősége Lengyelország esetében csekély, de az összes készpénzes családtámogatáson belüli jelentőségük növekedett, különösen Magyarországon.

A 6. tábla adatai a gyermekek összességének átlagjövedelmére, illetve támogatására vonatkoznak. A szegénységet enyhítő hatásuk megvizsgálására tekintünk át a 7. táblában a családi támogatásokat a szegény népességen belül. A szegény gyermekek, a 3 vagy több gyermekes szegény nagycsaládok és a szegény egyedül álló szülők jövedelmében az összes támogatás aránya kétszer-háromszor magasabb az átlagnál, 55 és 70 százalék között mozgott 1995–1997-ben. A készpénzes családi támogatások – a családi pótlék és az anyasági támogatás – ugyanolyan súllyal szerepelnek a szegény gyermekek és a szegény gyermekes családok jövedelmében, mint az állami támogatások egyéb formái: mintegy felét adják ezek Csehország és Magyarország esetében és egynegyedét Lengyelország esetében. A családi pótlék aránya 1995–1997-ben nagyjából egyforma (18 és 20 százalék közötti) mindhárom népességcsoport esetén az anyasági támogatások szintje viszont országoként erősen különbözik.

6. tábla

*A családtámogatások a rendelkezésre álló jövedelem százalékában az 1990-es évek elején és második felében a gyermekek és a teljes népesség esetén*

Ország, év	Gyermekek				Teljes népesség			
	összes transzfer	készpénzes családtá- mogatás	családi pótlék	anyasági támogatás	összes transzfer	készpénzes családtá- mogatás	családi pótlék	anyasági támogatás
Csehország								
1992	18,3	8,5	6,3	2,2	25,4	4,5	3,4	1,2
1996	14,5	7,2	4,4	2,7	21,5	3,4	2,2	1,2
Változás (százalékpont)	-3,7	-1,4	-1,9	0,5	-3,9	-1,1	-1,2	0,1
Magyarország								
1991	23,8	15,5	12,1	3,4	27,1	8,3	6,3	2,0
1997	24,0	12,1	7,8	4,2	32,6	4,8	3,1	1,7
Változás (százalékpont)	0,3	-3,5	-4,3	0,8	5,5	-3,5	-3,3	-0,3
Lengyelország								
1992	15,9	8,3	8,1	0,2	23,2	5,2	5,1	0,1
1995	22,9	4,7	4,6	0,1	34,4	2,8	2,7	0,1
Változás (százalékpont)	7,0	-3,6	-3,5	-0,1	11,2	-2,5	-2,4	0,0

Kirajzolódnak a szegény gyermekek jövedelmének összetételében mutatkozó országokénti sajátosságok is. Először is: Csehországban csökkent mind a családtámogatások, mind az egyéb támogatás aránya a szegény gyermekek jövedelmében; Magyarországon a nem családi támogatások és az anyasági támogatások aránya nőtt, méghozzá jobban, mint

amennyire a családi pótlék aránya csökkent; Lengyelország esetében csak a családtámogatások értéke csökkent, míg az egyéb támogatásoké emelkedett. Másodszor: Magyarországon, főként pedig Csehországban az anyasági támogatások készpénzes családi támogatásokon belüli aránya nagyobb a szegény gyermekek jövedelmében, mint az összes gyermek jövedelmében, eltérően a lengyelországitól, és a csehországitól, ahol a családi pótlék és az anyasági támogatás jelenleg egyenlő súllyal (14–14 százalékkal) vannak jelen a szegény gyermekek jövedelmében.

7. tábla

*A családtámogatások jövedelmen belül aránya,  
az 1990-es évek elején és második felében a különböző népességcsoportokban  
(százalék)*

Ország, év	Szegény gyermekek			Szegény családok három vagy több gyermekkel			Szegény egyedül álló szülők		
	összes transzfer	családi pótlék	anyasági támogatás	összes transzfer	családi pótlék	anyasági támogatás	összes transzfer	családi pótlék	anyasági támogatás
Csehország									
1992	62,8	16,7	14,0	72,4	32,5	9,2	63,3	13,5	15,0
1996	59,3	14,5	13,5	70,0	19,9	15,2	57,4	14,9	12,0
Változás (százalékpont)	-3,5	-2,2	-0,5	-2,4	-12,5	6,1	-5,9	1,4	-2,9
Magyarország									
1991	56,4	29,2	5,6	57,8	36,3	5,3	63,5	32,9	10,2
1997	64,8	18,0	12,3	65,3	20,0	27,2	61,0	21,4	6,2
Változás (százalékpont)	8,4	-11,2	6,7	7,4	-16,4	22,0	-2,5	-11,5	-4,0
Lengyelország									
1992	45,8	20,0	0,0	43,8	23,9	0,0	63,5	17,5	0,0
1995	57,0	15,0	0,1	57,4	18,8	0,1	63,6	15,2	0,0
Változás (százalékpont)	11,2	-5,0	0,1	13,5	-5,1	0,1	0,1	-2,3	0,0

Mindhárom országra megállapítható, hogy a szegény nagycsaládok nagyobb mértékben támaszkodnak a családtámogatásokra, mint az alacsony jövedelmű egyedül álló szülők. Csehországban a családi pótlék aránya jelentősen csökkent a szegény nagycsaládok jövedelmében, az anyasági támogatásé azonban növekedett; az egyedül álló szülők esetén viszont némiképp nőtt a családi pótlék jelentősége, és csökkent az anyasági támogatásé. A népességcsoportok közül a magyar nagycsaládok esetén csökkent a legnagyobb mértékben a családi pótlék súlya: jövedelmük harmadáról egyötödére esett vissza. Az anyasági támogatások aránya viszont 5-ről 27 százalékra nőtt. A magyarországi egyedül álló szülők esetén azonban a családi pótlék és az anyasági támogatás jelentősége egyaránt visszaesett. A korábban leírt általános tendencia (a nem családi támogatások és az anyasági támogatások növekvő súlya, valamint a családi pótlék jelentőségének csökkenése) tehát, úgy tűnik, elsősorban a három vagy több gyermeket nevelő családok esetében jellemző.

#### *A családtámogatások hatásai a szegénység csökkenésére*

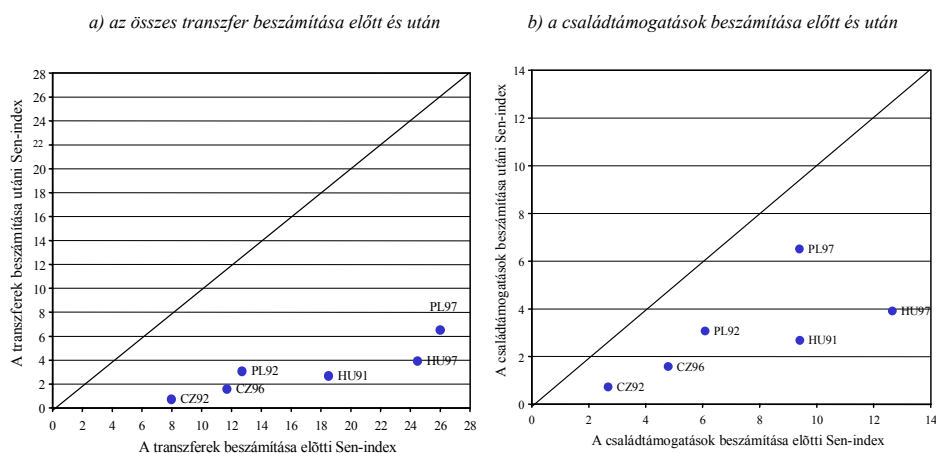
Annak a kérdésnek a megválaszolására, hogy milyen hatással volt az összes állami támogatás és ezen belül a családtámogatások rendszere a gyermekszegénységre néhány, a tényekkel ellentétes feltételezést is bemutatunk különféle szegénységi mutatók segítségével.

A támogatások megvonásának hatásait úgy mutatjuk be, hogy az összes háztartási jövedelem alapján szegénységi küszöbököt állapítunk meg, majd kiszámoljuk, milyen új szegénységi ráta adódnék, ha a támogatásokat nem számítanánk bele az összes háztartási jövedelemben, azaz milyen mértékű lenne a szegénység e jövedelmi összetevők hiányában.<sup>13</sup>

A 2. ábra a gyermekek Sen szegénységi indexeit tartalmazza az összes jövedelem, illetve a támogatásokkal csökkentett összes jövedelem esetében. Az összes állami támogatás levonásakor láthatjuk, hogy a gyermekszegénység e támogatások hiányában jelentősen nőne: a Sen-index értékei 8 és 26 között változnak, és országonként, illetve évenként igen eltérők. Magyarország és Lengyelország 1995–1997-re vonatkozó mutatói például az 1992-es csehországinak háromszorosát is elérik. Lengyelországban a gyermekszegénység mutatója a támogatások beszámítása előtt sokkal alacsonyabb volt 1992-ben, mint Magyarországon, de az 1995–1997-es időszakban mindkét országban hasonló szinten alakult. Az összes támogatással a Sen-index értékei sokkal alacsonyabbak – megközelítőleg 1 és 6 közöttiek –, és csökkennek az évek és az országok közötti abszolút különbségek is. Ez arra utal, hogy a támogatások mindhárom országban igen hatékonyan javították a gyermekek helyzetét.

A családtámogatások előtti szegénység mutatói kevésbé riasztók, noha mindegyik a szegénység növekedésére utal. A teljes Sen-index Lengyelországban nőtt legnagyobb mértékben.

2. ábra. A gyermekszegénység csökkenése: a Sen-indexek értékei



A családtámogatások beszámítása nélküli szegénység (2.b ábra) alacsonyabb, mint egy fele a 2.a ábrában feltüntetett aránynak. A szegénység csökkentésének hatékonysága eltérő a három országban: Csehországban, ahol eleve a legalacsonyabb volt a támogatá-

<sup>13</sup> Beesléseink statikusak. Azt vizsgáljuk, mi lenne az adott intézkedés azonnali hatása, tehát nem vesszük figyelembe a későbbi esetleges viselkedési alkalmazkodást.



sok beszámítása előtti szegénység, a támogatások hozzáadásával tovább csökken a szegénységi ráta. Magyarországon mindkét évben a családtámogatások nélkül a legmagasabb a szegények aránya. A támogatások hatékonysága mindkét évben igen jónak tűnik. A családtámogatások Lengyelországban mindkét évben kisebb mértékben csökkentették a gyermekszegénységet, mint a másik két országban.

8. tábla

*Az összes támogatás, illetve a családtámogatások beszámítása nélkül számolt gyermekszegénységi ráták, szegénységi rések és Sen-indexek az 1990-es évek elején és második felében*

Ország, év	A támogatások nélküli			A támogatások csökkentő hatása (százalék)		
	szegénységi ráta*	szegénységi rész*	Sen-index	szegénységi ráta	szegénységi rész	Sen-index
Összes állami támogatás nélkül						
Csehország						
1992	17,5	34,0	7,96	-86,9	-33,3	-90,8
1996	22,5	39,2	11,68	-75,1	-50,0	-86,4
Változás**	5,0	5,2	3,72	11,7	-16,7	4,4
Magyarország						
1991	30,2	45,1	18,52	-80,1	-30,7	-85,5
1997	34,7	53,8	24,48	-72,9	-44,4	-84,0
Változás**	4,5	8,8	5,96	7,2	-13,7	1,5
Lengyelország						
1992	24,8	40,3	12,70	-64,1	-41,1	-75,8
1995	39,4	54,8	26,01	-59,9	-47,8	-74,9
Változás**	14,6	14,5	2,93	4,2	-6,4	0,9
Kézipénzes családtámogatások nélkül						
Csehország						
1992	7,9	22,9	2,68	-70,9	-0,6	-72,8
1996	13,0	25,4	4,79	-56,9	-22,8	-66,9
Változás**	5,1	2,5	2,11	14,0	-22,1	5,8
Magyarország						
1991	21,7	30,9	9,41	-72,4	1,2	-71,5
1997	22,4	41,2	12,65	-58,0	-27,5	-69,0
Változás**	0,7	10,4	3,24	14,3	-28,7	2,5
Lengyelország						
1992	15,7	27,9	6,08	-43,3	-15,5	-49,5
1995	21,0	31,9	9,41	-24,8	-10,3	-30,6
Változás**	5,3	4,0	0,40	18,6	5,1	19,0

\* A szegénységi ráta és a szegénységi rész mértékegysége százalék, a változásoké százalékpont.

\*\* A pozitív előjelű változás az egyes országokhoz tartozó harmadik sorokban csökkenő hatékonyságot jelez.

A 8. táblában a Sen-index mellett további egyenlőségi mutatókat is feltüntetünk: a szegénységi rátát és a szegénységi részt. Ha a támogatásoktól eltekintünk, mindhárom országban minden mutató szerint nő a gyermekszegénység a vizsgált időszakban. Ez a piaci jövedelmek alakulásából (a növekvő munkanélküliségből és a növekvő jövedelmkülönbségekből) adódik. A támogatások beszámítása előtti szegénységi ráták és szegénységi rések Csehországban és Lengyelországban nagyjából ugyanolyan ütemben növeked-

nek, míg Magyarország esetében a szegénységi rés gyorsabban nő, ami a gyermekek nagyobb arányú elszegényedését jelenti. 1995–1997-re a támogatások beszámítása előtti szegénységi ráták Csehországban elérik a 22 százalékot, Magyarországon és Lengyelországban pedig 35 és 40 százalék között alakulnak; a szegénységi rések 40 és 55 százalék között mozognak.

A 8. tábla az összes támogatás, illetve a családtámogatások beszámítása nélkül számolt gyermekszegénységi rátákat, valamint a gyermekszegénységben mutatkozó csökkenést is feltünteti az összes támogatás és a készpénzes családtámogatások levonása után. Az összes támogatással elért csökkenés rendkívül magas: Lengyelországban 75, Csehország és Magyarország esetében pedig 85 százalék. A csökkenés az aggregált Sen-index alapján magasabb, mint a ráták vagy a szegénységi rések esetén. A készpénzes családtámogatások kevésbé, egyharmaddal (Lengyelország), illetve kétharmaddal (Csehország és Magyarország) csökkentették a szegénységet.

Változások tapasztalhatók ugyanakkor az összes támogatás és a családtámogatások gyermekszegénységre gyakorolt hatásában. A szegénység csökkenésének aránya mind a három országban és mindkét támogatástípus esetén alacsonyabb volt 1995–1997-ben, mint 1991–1992-ben, noha a csökkenés mértéke, a lengyel családtámogatásokat kivéve nem szignifikáns. A csökkenő hatékonyság elsősorban a szegénységi rátára (a szegények számára) gyakorolt hatásból ered, a szegénységi rést (a szegénység mélységét) mindhárom országban továbbra is csökkentenék a támogatások. A reformok kimunkálásakor mindenesetre figyelembe kell venni a hatékonyság kezdődő csökkenését.

Végezetül megvizsgáltuk a Sen-indexben kifejezett valamennyi szegénységi komponens – a gyakoriság (szegénységi ráta), az intenzitás (szegénységi rés) és a szegények csoportján belüli egyenlőtlenség mértéke (Gini-koefficiens) – változását. Az aggregált szegénységi index a szegénység három dimenzióját fogja át. A teljes szegénység csökkenése elérhető e tényezők bármelyikének csökkentésével. Korábbi elemzések (Förster; 1994a) kimutatták, hogy a kontinentális Európában az adórendszer vagy a támogatások segítségével történő szegénység csökkentése középpontjában a szegénységi ráta állt, nem pedig a mélység vagy az egyenlőtlenség (az aggregált szegénység csökkenésének csaknem 75–90 százaléka a szegénységi ráta csökkenéséből adódott). Az angolszász országokban jobban figyelnek a szegénység intenzitására és a szegények közötti egyenlőtlenségekre. Ez az utóbbi országok célzott támogatási törekvéseiből, illetve az alacsonyabb szinten megállapított szegénységi küszöbökből ered.

Az egyes tényezőknek a gyermekek szegénységéhez való hozzájárulását, a 9. táblában dekompozíciós elemzéssel mutatjuk be.<sup>14</sup> Ez a szóban forgó három összetevő hatását adja meg. Ha például a gyermekek szegénységének csökkenését döntően a szegénység intenzitása, valamint a szegények közötti egyenlőtlenségek csökkentése révén, esetleg a szegénységi ráták kisebb mértékű csökkenése árán érik el, akkor ezt értelmezhetjük úgy, hogy a támogatások nagyobb mértékben jutnak a legalacsonyabb jövedelmű szegény gyermekekhez. Valójában úgy látszik, hogy mindhárom országban ez történt, akár az összes támogatást, akár a családi támogatásokat vizsgáljuk. Ez azt is jelenthetné, hogy a vizsgált országok a kontinentális modelltől az angolszász modell felé mozdulnak el.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Az egyes tényezők relatív súlyának becsléséhez a Sen-index lineáris közelítését használtuk fel. A módszert bemutatja Förster (1994a), de Achdut és Kristal (1993) is hasonló technikát alkalmaznak.

<sup>15</sup> Hasonló következtetésre jutott Jarvis és Redmond (1997), akik a magyar és a brit családpolitikai gyakorlatot vetették össze.

Ugyanakkor az egyes tényezők hozzájárulásának abszolút szintje még mindig a gyermekek szegénységi rátája csökkentésének fontosságára hívja fel a figyelmet.

9. tábla

*A szegénység komponenseinek százalékos hozzájárulása a teljes gyermekszegénység csökkenéséhez az 1990-es évek elején és második felében*

Ország, év	Összes állami támogatás esetén				Pénzbeni családtámogatás esetén			
	a gyakorisági	az intenzitási	az egyenlőtlenségi	az összes	a gyakorisági	az intenzitási	az egyenlőtlenségi	az összes
	hatás*				hatás*			
Csehország								
1992	94	4	2	100	97	0	3	100
1996	77	16	7	100	81	11	8	100
Változás (százalékpont)	-17	11	5	-	-16	11	5	-
Magyarország								
1991	91	6	3	100	101	0	-1	100
1997	77	14	9	100	79	13	9	100
Változás (százalékpont)	-14	8	6	-	-23	13	10	-
Lengyelország								
1992	78	18	4	100	86	12	2	100
1995	70	24	6	100	80	16	5	100
Változás (százalékpont)	-8	6	2	-	-6	4	3	-

\* A gyakorisági hatást a szegénységi rátával, az intenzitási hatást a szegénységi réssel, az egyenlőtlenségi hatást pedig a szegények körére vonatkozó Gini koefficienssel mérve.

A vizsgálat során elvégeztünk több érzékenységi vizsgálatot arra vonatkozóan, hogy a választott ekvivalenciaskála alapján mennyire térnek el eredményeink attól, amit más ekvivalenciaskálák esetén kaphattunk volna. A szenzitivitás-vizsgálatok arra engednek következtetni, hogy az eredmények a szegénységi küszöbök és az ekvivalenciaskálák megválasztását illetően a változók értékétől függetlenül az összehasonlítások két szintjén állják meg a helyüket: *a)* az országok közötti összehasonlítás, legfőképpen pedig *b)* az időbeli tendenciák elemzése területén. Ami az összehasonlítás harmadik szintjét, a gyermekek és a teljes népesség közötti összehasonlításokat illeti, óvatosan kell kezelnünk a jóléti színvonalra vonatkozó becsléseket, de a tendenciák és az országonkénti összehasonlítások a különféle módszertani feltevések mellett is megállják a helyüket (Förster–Tóth; 1999).

## KÖVETKEZTETÉSEK

Tanulmányunkban kísérletet tettünk a szegénység és a szociális támogatások terén mutatkozó tendenciák jellemzésére három kelet-közép-európai ország esetén. Különös figyelmet fordítottunk a gyermekek és a gyermekes családok helyzetének alakulására, a családpolitika intézményes változásait is figyelembe véve. Arra az eredményre jutottunk, hogy 1995–1997-re a gyermekeknek és a gyermekes családoknak a népesség egészéhez viszonyított jövedelmi helyzete mindhárom országban romlott, továbbá, hogy a szegénységi ráta és a szegénység intenzitása általában magasabb a gyermekek körében. A gyer-

mekek és a gyermekes családok relatív helyzete az átmenet folyamán rosszabbodott annak ellenére, hogy minden kormányzat, legalábbis 1990 és 1993 között, jelentős erőfeszítéseket tett arra, hogy a családtámogatási rendszert érintetlenül hagyja, és hogy a szociálpolitikai eszközök révén megkönnyítse az átmenet nehéz éveiben a gyermekek és a gyermekes családok helyzetét.

A három országban a gyermekek és a gyermekes családok szegénységi rátái jelentősen eltérnek egymástól, s nem mutatkozik semmilyen közös pont, amely felé haladnának: 1995–1997-ben e ráta 5 százalék körül alakult Csehországban, ennek csaknem kétszerese volt Magyarországon és háromszorosa Lengyelországban. A gyermekek szegénysége Csehországban és Magyarországon körülbelül 3 százalékponttal, Lengyelország esetében pedig 7 százalékponttal nőtt a kilencvenes évek folyamán. Az összes lakosság relatív szegénysége szintén növekedett, de kevésbé meredeken: 1 százalékponttal (Csehország és Magyarország), illetve 4 százalékponttal (Lengyelország). A gyermekes családok körében a három vagy annál több gyermeket nevelők, különösképpen pedig az egyedül álló szülők esetén a legnagyobb a szegénység kockázata. A nagycsaládok szegénységi rátái mindhárom országban eléri a teljes népességre számított szegénységi arány kétszeresét, az egyedül álló szülők esetében pedig 2–5-szörösét. Mindazonáltal a szegénységi ráta alakulása az egyedül álló szülők esetében tekinthető a legmagasabbnak: Csehországban és Magyarországon megkétszereződött, Lengyelországban pedig csaknem megháromszorozódott a szegények száma az egyszülős családok körében.

Annak érdekében, hogy megbecsülhessük a családpolitika hatását a gyermekszegénységre, a tényeknek ellentmondó feltételezések módszeréhez fordultunk. Meghatároztuk a szegénységi küszöböt az össznépesség és az összes rendelkezésre álló jövedelem alapján, majd megbecsültük, hogy az egyes családtámogatások levonása után, mennyivel módosulnának a szegénység különféle mutatói. Ennek alapján megállapítottuk a különféle támogatástípusok relatív hatását a szegénység enyhítésére. E kísérlet eredményeképpen arra a következtetésre juthatunk, hogy a gyermekszegénység jelentősen magasabb volna az állami támogatások hiányában. Ezen belül a családtámogatási juttatások jelentős, de nem kiemelkedően fontos szerepet játszanak. Más szociális támogatások, például a munkanélküliségi segély, a lakhatási támogatás vagy a szociális segély, ugyanolyan nagy súllyal esnek latba a szegénység enyhítésékor. Általánosabban fogalmazva, a családok gazdasági jóléte politikai intézkedések és gazdasági fejlemények bonyolult összességének eredője.

A szegénység gyakoriságának, a családtámogatások célcsoportjának és a „megvonási hatás” együttes elemzésének eredményeképpen a következőket mondhatjuk. A gyermekes családok körében nőtt a szegénység gyakorisága, s ehhez bizonyos esetekben pontosabb célzás és csökkenő „megvonási hatás” társult. Ez csak úgy magyarázható, ha feltételezzük, hogy a családi szegénység növekedése során a jogosultak szegényebbek lettek, ami így „jobb célzáshoz” vezetett. Ezt a tendenciát erősíti az is, hogy a magasabb jövedelműeket kizárták a rendszer jogosultjai közül. Összességükben e változások csökkenthetik a „megvonási hatást” (tehát általában a családtámogatás hatékonyságát).

Az időbeni változásokat nyomon követve azt láthatjuk, hogy a három ország családtámogatási rendszere a kontinentális típusú szociálpolitikától az angolszász típus felé mozdult el, mivel a jövedelemigazolási rendszer bevezetésével a gyermekszegénység általános csökkenését mindinkább a szegénység mélységének enyhülése és a szegények közötti egyenlőtlenségek mérséklődése okozza, míg a gyakoriság kisebb ütemben csök-

ken. Ezt úgy is értelmezhetjük, hogy a rendszer erőteljesebben segíti a legalacsonyabb jövedelmi rétegbe tartozó szegény gyermekeket. Ez azonban múlt eredménynek bizonyulhat, mivel a vizsgált időszak után ismét feléledtek a jövedelemigazoláshoz kötött rendszer lazítására és a családpolitika kiterjesztésére irányuló kísérletek. Magyarországon például 1998-ban a kormány bejelentette az összes korábbi családpolitikai intézkedés visszaállítását. Bárhogy álljanak is éppen a reformok, azt határozottan leszögezhetjük, hogy a családpolitika minden vizsgált országban fontos szerepet játszik a szegénység enyhítésében.

## IRODALOM

- ACHDUT, L. – KRISTAL, O. (1993): Poverty in an International Perspective: a „Reexamination”. *LIS Working Paper*, 95. sz. Luxembourg.
- ANDORKA RUDOLF – TÓTH I. GYÖRGY (1992): A szociális kiadások és a szociálpolitika Magyarországon. In: ANDORKA RUDOLF – KOLOSI TAMÁS – VUKOVICH GYÖRGY (szerk.), *Társadalmi riport 1992*. TÁRKI, Budapest. 396–509. old.
- ANDORKA, R. – FERGE, ZS. – TÓTH, I. GY. (1997): Is Hungary Really the Least Unequal? (A Discussion of Data on Income Inequalities and Poverty in Central and Eastern European Countries) *Journal of Russian and Eastern European Finance and Trade*, 33. évf. 6. sz. 67–94. old.
- ATKINSON, A. B. – MICKLEWRIGHT, J. (1992): *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*. Cambridge U. P. Cambridge.
- ATKINSON, A. B. – RAINWATER, L. – SMEEDING, T. M. (1995): *Income Distribution in the OECD Countries*. OECD Social Policy Studies. 18. sz. Paris.
- BARR, N. (szerk.) (1994): *Labour Markets and Social Policy in Central and Eastern Europe*. Oxford University Press, Oxford.
- BURNIEAUX, J.-M. – DANG, T. T. – FORE, D. – FÖRSTER, M. – D'ERCOLE, M. M – OXLEY, H. (1998): *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*. OECD/ECO Working Paper. 189. sz.
- CICHON, M. (szerk.) (1995): *Social protection in the Visegrad countries*, ILO–CCET Report. 13. sz. Budapest.
- EBRD (1996): *Transition Report, 1996*. London.
- FÖRSTER, K. (1998): Child Poverty and Family Policy in OECD Countries. *LIS Working Paper*, 178. sz.
- FÖRSTER, M. F. – SZIVÓS, P. – TÓTH, I. GY. (1998): Welfare Support and Poverty. The Experiences of Hungary and the Other Visegrad Countries. In: KOLOSI, T. – TÓTH, I. GY. – VUKOVICH, GY. *Social Report*. TÁRKI, Budapest. 293–309. old.
- FÖRSTER, M. F. – TÓTH, I. GY. (1998): The Effects of Changing Labour Markets and Social Policies on Income Inequality and Poverty: Hungary and the other Visegrad Countries Compared. *LIS Working Paper*, 177. sz.
- FÖRSTER, M. F. – TÓTH, I. GY. (1999): Családi támogatások és gyermekszegénység a kilencvenes években Csehországban, Magyarországon és Lengyelországban. *TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok*, 16. sz.
- FÖRSTER, M. F. (1994a): The Effects of Net Transfers on Low Incomes Among Non-Elderly Families. *OECD Economic Studies*, 22. sz. 181–221. old.
- FÖRSTER, M. F. (1994b): Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons. *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Paper*, 14. sz.
- FÖRSTER, M. F. (1997): Armutsschätzungen anhand von Mikrodaten: Visegradstaaten im internationalen Vergleich. In: *Transformation of Social Insurance és Labour Markets: Challenges for the Slovak Republic*. Bratislava Conference.
- GOTTSCHALK, P. – SMEEDING, T. (1997): Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialised Countries. *LIS Working Paper*, 154. sz.
- GREGG, P. – HARKNESS, S. – MACHIN, ST. (1999): Poor Kids: Trends in Child Poverty in Britain, 1968–96. *Fiscal Studies*, 20. évf. 2. sz. 163–187. old.
- HAGENAARS, A. – DE VOS, KL. – ZAIDI, A. (1994): *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*. Luxembourg.
- HAJDU OTTÓ (1997): *A szegénység mérőszámai*. KSH, Budapest.
- HARDING, A. – SZUKALASKA, A. (1999): *Trends in Child Poverty 1982 to 1995/96*. Australian Association for Social Research Annual Conference. Mimeo.
- JARVIS, S. – REDMOND, G. (1997): Welfare State Regimes and Child Poverty in the UK and Hungary. *Journal of European Social Policy*, 7. évf. 4. sz. 275–290. old.
- KENWORTHY, L. (1998): Do Social Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment. *LIS Working Paper*, 188. sz. Luxembourg.
- KORNAI, J. (1994): Transformational Recession: the Main Causes. *Journal of Comparative Economics*, 19. évf. 3. sz. 39–63. old.
- KUX, J. (1996): *Employment and Unemployment in the Czech and Slovak Republics*. Mannheimer Centre for Sozialforschung (MZES) Mimeo.
- MILANOVIC, B. (1998): *Income, Inequality and Poverty During the Transition From Planned to Market Economy*. The World Bank, Washington.
- OECD (1995a): *Social and Labour Market Policies in Hungary (1995)*. Paris.
- OECD (1995b): *Review of the Labour Market in The Czech Republic OECD (1995)*. Paris.
- OECD (1998): *Economic Survey: The Czech Republic*. Paris.

- OECD (1998a): *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*. Paris.
- OXLEY, H. – BURNIEAUX, J. M. – DANG, T.-T. – MIRA D'ERCOLE, M. (1999): Income Distribution and Poverty in 13 OECD Countries. *OECD Economic Studies*, 29. sz. 55–94. old.
- PATTANAIK, P. K. – SENGUPTA, M. (1995): An Alternative Axiomatization of Sen's Poverty Measure. *Review of Income and Wealth*, 41. évf. 1. sz. 73–80. old.
- PHARE CONSENSUS PROGRAMME (1996a): *Country Policy Paper the Czech Republic ZZ-9505-01-003*, [HTTP://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects](http://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects)
- PHARE CONSENSUS PROGRAMME (1996b): *Country Policy Paper Hungary ZZ-9505-01-005*, [HTTP://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects](http://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects)
- PHARE CONSENSUS PROGRAMME (1996c): *Country Policy Paper Poland ZZ-9505-01-008*, [HTTP://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects](http://ourworld.compuserve.com/homepages/consensus/projects)
- PHIPPS, S. (1999): The Well-Being of Young Canadian Children in International Perspective, *LIS Working Paper*, 197. sz. Luxembourg.
- RUTKOWSKI, J. (1998): *Labor Markets Wand Social Policy During Economic Transition in Poland*. Mimeo.
- SIPOS, S. – TÓTH, I. GY. (1998): Poverty Alleviation: Social Assistance and Family Benefits. In.: BOKROS, L. – DETHIER, J. J.: *Public Finance Reform During the Transition. The Experience of Hungary*. The World Bank, Washington, 287–316. old.
- SMEEDING, T. – ROSS, K. – ENGLAND, P. – CHRISTOPHER, K. – MCLANAHAN, S. (1999): Poverty and Parenthood Across Modern Nations: Findings from LIS. *LIS Working Paper*, 194. sz. Luxembourg.
- SMEEDING, T. – TORREY, B. (1988): Poor Children in Rich Countries. *Science*. 242. sz. 873–877. old.
- SOLERA, C. (1998): Income Transfers and Support of Mothers' Employment: The Link to Family Poverty Risks; A Comparison Between Italy, Sweden and the U.K. *LIS Working Paper*, 192. sz. Luxembourg.
- SOLTYS, S. (1996): *Employment and Unemployment in Poland*. Mannheimer Zentre for Sozialforschung (MZES). Mimeo.
- SPÉDER, ZS. – HABICH, R. (1998): Vesztesek és nyertesek. A társadalmi változás következményei három országban. In: KOLOSI, T. – TÓTH, I. GY. – VUKOVICH, GY. (szerk.): *Társadalmi riport 1998*. TÁRKI, Budapest.
- SZIVÓS, P. – TÓTH, I. GY. (1998): Welfare Support and Poverty in Hungary, 1992–1997. *Statistikai Szemle*, Special Number, 1998. 71–91. old.
- TOPINSKA, I. (1992): *Social Transfers and Taxes in Poland, 1992*. Mimeo.
- TÓTH, I. GY. – ANDORKA, R. – FÖRSTER, M. F. – SPÉDER, ZS. (1994): *Poverty Inequalities and the Incidence of Social Transfers in Hungary, 1992–1993*. Paper prepared for the World Bank Budapest Office, TÁRKI, Budapest.
- TÓTH, M. (1997): *The Czech Welfare System*. Case study, Prague.
- UNICEF (1995): *Poverty, Children and Policy*. UNICEF ICDC Regional Monitoring Report, 3. sz.
- UNICEF (1997): Children at Risk in Central and Eastern Europe (1997). *UNICEF ICDC Regional Monitoring Report*, 4. sz.
- VECERNIK, J. (1993): *Poverty, Welfare Policy and Work Incentives in the Czech and Slovak Republic*. Insitute of Sociology, Prague.
- VECERNIK, J. (1996): *Markets and People. The Czech Reform Experience in a Comparative Perspective*. Avebury. Aldershot.
- VECERNIK, J. (1999a): *Labour Market Policies in the Czech Republic*. Mimeo.
- VECERNIK, J. (1999b): *Neither Fish nor Fowl: the Hesitation (or Balancing) of Czech Social Policy*. Mimeo.
- WORLD BANK (1995): *Understanding Poverty in Poland*. Washington.
- WORLD BANK (1996a): *Hungary: Poverty and Social Transfers*. A World Bank Country Study, Washington DC.
- WORLD BANK (1996b): *From Plan to Market. World Development Report*. Published for the World Bank. Oxford University Press, Oxford.

#### SUMMARY

The main focus of the paper is on development of poverty among children and families with children during and after the difficult years of economic transition in the Czech Republic, Poland and Hungary. Based on household micro-data, child poverty profile is presented for two data points: one before and one after the restrictive reforms implemented in each countries. Effects of social transfers in general and family benefits in particular on child poverty are analysed, pre-transfer and post-transfer poverty rates are presented.

Child poverty (especially in large families and with lone parents) was on the rise during the observed period, despite the efforts of governments to smooth the harmful effects of the economic downturn. The relative worsening of income position of families with children was accompanied with an increased level of targeting, also reinforced by the general attempts to exclude higher income groups from the benefit regimes. It is shown in the paper that overall child poverty reduction effects of family benefits was increasingly achieved through a lowering of intensity and inequality of the poor, at the cost of a decreased reduction of incidence and this could be interpreted as an increased targeting to the lowest income segments of poor children.

# A LAKÁSÁRAK TÁRSADALOMSTATISZTIKAI ÖSSZEFÜGGÉSEI

SZÉKELY GÁBORNÉ

A Központi Statisztikai Hivatal Társadalomstatistikai főosztálya által 1999-ben végrehajtott „Lakásviszonyok” c. felvétel számos lakásvonatkozású kérdés mellett a lakáspiaci folyamatokat és árakat is vizsgálta.

Az alábbi elemzés először a felvétel eredményein keresztül bemutatja, melyek a lakások piaci áralakulását leginkább befolyásoló tényezők. Eszerint a lakásárak színvonalában a legnagyobb különbségek az egyes régiók és települések között figyelhetők meg, ehhez képest a lakások minősége vagy az épület típusa sokkal kevésbé hat a lakásárak alakulására.

Az elemzés második része az egyes társadalmi csoportok között megfigyelhető különbségeket vizsgálva megállapítja, hogy a jövedelemeloszlás egyenlőtlenségeihez képest a lakások értékét tekintve a különbségek jóval kisebbek. Ennek következtében gyakori, hogy a háztartások jövedelmi és lakáspiaci pozíciója eltér egymástól. Az eredmények azt mutatják, hogy e két tényező kapcsolata meghatározza a háztartások lakáspiaci döntéseit, lakásmobilitását és lakással való elégedettségét.

TÁRGYSZÓ: Lakásstatistika. Lakáspiac.

A Központi Statisztikai Hivatal 1999 nyarán 10 ezer lakásban lakossági összeírást végzett „Lakásviszonyok, 1999” címmel. A felvétel hiányt pótol, hiszen hosszú évek óta nem készült lakásfelvétel, de hiánypótló volt abban az értelemben is, hogy az állami lakásstatistika által eddig nem vizsgált terület feltárására vállalkozott. A lakásszektor ár- és értékviszonyairól van szó. Ez eddig teljesen kívül maradt a társadalomstatistikusok vizsgálódási körén. Nem véletlenül, hiszen a lakásszektorban egészen a rendszerváltást megelőző évekig olyan erős és szerteágazó volt az állami beavatkozás, hogy az annak nyomán kialakult torz árviszonyok a lakásszerzés és a lakásfenntartás költségeit jóformán értelmetlennek tették.

A rendszerváltás óta eltel tiz év alatt az állami szerepvállalás minden területen háttérbe szorult, a bérlakásszektorban, a magánlakás-építésben és a lakásárak és -költségek, a lakásfenntartás támogatása terén egyaránt. Ennek a kivonulásnak és az ezzel egyidőben lezajló gazdasági, társadalmi átalakulásnak a hatására a lakáspiac is átrendeződött, és ma már sok tekintetben egységesebbnek mondható, mint korábban volt. A lakásszektor átalakulása csak fokozta a piaci áradatok iránti igényt, olyannyira, hogy a lakáspiaci információk hiánya napjainkra a továbblépés egyik akadályává lett. Ebben a helyzetben ez a vizsgálat csak arra törekedhetett, hogy feltárja a magyarországi lakáspiac működésének leg

alapvetőbb sajátosságait, a tapasztalható különbségek természetét és főbb okait. Ezen túl a lakások értékére vonatkozó adatok más, társadalomstatistikai jellegű elemzéseket is lehetővé tettek, így mód nyílt arra, hogy megvizsgáljuk, milyen egyenlőtlenségeket tapasztalhatunk a háztartások között lakásuk értékét vizsgálva, és hogy mindez hogyan függ össze a háztartások jövedelmi és anyagi helyzetével.

A „Lakásvizonyok, 1999” felvétel végrehajtásakor a lakásokban lakó tulajdonosokat arra kértük, becsüljék meg lakásuk piaci értékét. Az a kevés értékadat, mely eddig megjelent, kizárólag a forgalomba kerülő ingatlanok áraira vonatkozott, és többnyire csak a városi lakásárak alakulásáról szolgált információkkal. Ráadásul az ingatlanforgalom minőségi összetételéről szinte semmilyen adat nem volt hozzáférhető. Éppen ezért, bár az így kapott válaszok szubjektivitása kétségtelen, a felvétel eredményei rendkívül fontosak, mert nem áll rendelkezésünkre olyan értékbecslés, amely teljeskörűsíthető lenne, vagyis ami alapján a lakásállomány egésze piaci árának alakulására következtethetnénk.

A kikérdezés során csak akkor kértünk értékbecslést, ha a felkeresett lakásban a tulajdonos lakott. Az önkormányzati vagy magánlakást bérlőknek (a lakások 9 százaléka) ezt a kérdést nem tettük fel. Emellett a lakások 18 százalékában az ott lakó tulajdonos nem kívánt vagy nem tudott lakása értékéről becslést adni. Ily módon a lakások 73 százalékáról állt rendelkezésünkre használható értékadat. Ezekből az adatokból kiindulva elvégeztük az adatok regressziós elemzését,<sup>1</sup> majd ennek eredményét felhasználtuk a lakásárak becslésére. Ez kétféleképpen történt: először csak a nem tulajdonosi jogcímen lakott lakásoknak és a nem válaszoló lakásainak árát becsültük, valamint javítottuk azokat az adathibákat, melyek feltehetően az összeírás vagy az adatrögzítés során keletkeztek. Az esetek több mint kétharmadát azok az értékbecslések tették ki, melyek közvetlenül a lakóktól származnak, és csak kevesebb mint egynegyedük volt a regressziós becslés eredménye. Ez a nyers adat arra alkalmas, hogy a lakásárakat alakító tényezőket, az árakban mutatkozó területi különbségeket vizsgáljuk. A következőkben bemutatott összefüggések természetesen egybevágznak a regressziós elemzés legfontosabb eredményeivel. Első lépésben az így előállt lakásértékadatokat elemzését végezzük el, vizsgálva a területi, minőségi és egyéb jellemzők hatásait az árak alakulására.

A regressziós becslés eredményeinek másik lehetséges felhasználása az, amikor a lakások mindegyikénél a számított lakásárát szerepeltetjük. Ezt a típusú információt azért tekintjük alkalmasabbnak a társadalomstatistikai jellegű elemzésekben való felhasználásra, mert mentes az egyedi ingadozásoktól: a nyers adatok felhasználása esetén szembe kerülne azzal a problémával, hogy az egyes társadalmi csoportok eltérő tájékozottsága is befolyásolja a saját lakás értékének becslését. Ezért az elemzés második szakaszában, tehát amikor a lakásérték függvényében vizsgálunk társadalomstatistikai jelenségeket, már minden lakásnál a számított lakásértéket fogjuk használni.

## A LAKÁSÁRAK ALAKULÁSA

Az egyéni értékbecslések az egyes településtípusokban jelentős különbséget tükröznek. A lakások átlagos négyzetméterára Budapesten közel háromszorosa annak, amit a vonzáskörzeteken kívül eső községekben egy átlagos lakás egy négyzetmétere ér.

<sup>1</sup> A regressziós számításokat Kovács Róbert végezte.



1. tábla

*A lakások átlagos négyzetméterára településtípusonként*

Településtípus	Átlagos ár (ezer forint)	Relatív szórás (százalék)	N
Budapest	94*	47	2 191
Megyeszékhely	62	48	1 907
Többi város	50	57	2 939
Község	41	80	3 717
Ebből:			
vonzáskörzetbeli**	66	66	790
vonzáskörzeten kívüli	34	74	2 927
<i>Összesen</i>	<i>58</i>	<i>68</i>	<i>10 754</i>

\* Ugyanebben az időszakban (1999) az illetékhivataloknak benyújtott adásvételi szerződések szerint a Budapesten értékesített lakások átlagos négyzetméterára 81 ezer forint volt. Szakértői becslések szerint ezeknél az adatoknál körülbelül 25–30 százalékos eltagadással lehet számolni. Így a forgalomba kerülő ingatlanok átlagos négyzetméterára 110 ezer forint körül volt, ami 15–20 ezer forinttal több, a budapesti lakásállomány egészére vonatkozó felvétel szerinti átlagnál. Az eltérés iránya mindenképpen elfogadható, hiszen a forgalomba nem kerülő lakások értéke (különösen az önkormányzati tulajdoniaké) nyilvánvalóan alacsonyabb.

\*\* A vonzáskörzetbe az agglomerálódás különböző fokán lévő településegységek községei tartoznak.

Mint ahogy a nagyarányú szórás is utal rá, ezek az átlagok önmagukban igen kevésé értelmezhetők, hiszen a lakásállomány összetétele a felsorolt településtípusokban mind minőségét, mind egyéb jellemzőit tekintve igen különböző. A következőkben tehát arra törekszünk, hogy elkülönítsük egymástól a lakásárakat leginkább befolyásoló tényezők hatását. Ezek a tényezők: a lakás helye (településtípus és régió), a lakás típusa (az épület jellege) és a lakás minősége (felszereltség, illetve méret). Ezek mellett természetesen számtalan más tényezőt is figyelembe lehet venni, közöttük talán a legfontosabb a településen belüli elhelyezkedés. Ennek hatása azonban inkább a nagyvárosokban jelentős, míg a kisebb településeken azok az övezetkategóriák, melyek a nagyvárosokra jellemzők, nem fordulnak elő, vagy nem azonos tartalmúak.

*A lakások helye*

Mint az 1. táblában látható, a lakások fajlagos átlagárát a település típusa alapvetően meghatározza. Ugyanakkor nem elhanyagolhatók azok az árkülönbségek, melyek az egyes régiók hasonló nagyságú települései között megfigyelhetők. (Lásd a 2. táblát.)

A közép-magyarországi régiót figyelmen kívül hagyva, az átlagos lakásárak a Nyugat-Dunántúlon a legmagasabbak, a legalacsonyabbak pedig Észak-Magyarországon, különbségük közel kétszeres. A Budapestet is magába foglaló Közép-Magyarország helyzete éppen a főváros határain túl is érvényesülő hatása miatt sajátos: az agglomerációs községekben a lakásárak a budapesti szintet közelítik, de az agglomeráción kívüli községekben is a megyeszékhelyekével egyezők. Az is figyelmet érdemel, hogy míg a megyeszékhelyek átlaga mindegyik régióban meghaladja az azonos területen található kisebb városok átlagát, addig az agglomerálódó településegységek községeiben a lakásárak szintje nem ilyen egyértelmű: a Dél-Alföldön és Észak-Magyarországon inkább a községi árakhoz hasonló, máshol viszont általában a városi átlaghoz közeli, illetve meg is haladja azt (Közép- és Dél-Dunántúl).

2. tábla

## A lakások átlagos négyzetméterára régiók és településtípusok szerint

Régió	Budapest	Megye- székhely	Többi város	Község	Ebből:		Összesen
					vonzás- körzeti	vonzás- körzeten kívüli	
Ezer forint							
Közép-Magyarország	94	-	71	76	86	65	88
Közép-Dunántúl	-	67	52	51	72	43	55
Nyugat-Dunántúl	-	81	77	51	58	45	67
Dél-Dunántúl	-	64	48	30	54	27	45
Észak-Magyarország	-	49	39	29	31	29	36
Észak-Alföld	-	57	37	25	36	24	38
Dél-Alföld	-	62	43	24	28	24	41
<i>Összesen</i>	<i>94</i>	<i>63</i>	<i>50</i>	<i>41</i>	<i>67</i>	<i>33</i>	<i>58</i>
A legalacsonyabb ár százalékában							
Közép-Magyarország	389	-	291	313	353	268	362
Közép-Dunántúl	-	276	216	210	295	179	227
Nyugat-Dunántúl	-	335	318	209	240	186	276
Dél-Dunántúl	-	263	199	123	221	113	184
Észak-Magyarország	-	200	159	118	127	117	150
Észak-Alföld	-	233	151	103	148	100	157
Dél-Alföld	-	256	176	101	115	100	169
<i>Összesen</i>	<i>389</i>	<i>257</i>	<i>207</i>	<i>167</i>	<i>278</i>	<i>138</i>	<i>240</i>

## A lakások típusa

Ha összehasonlítható lakásokat keresünk, melyek valamennyi településtípusban kellő számban megtalálhatók, csak a családi házak<sup>2</sup> adataira támaszkodhatunk. A többlakásos épületek és lakásaik aránya a községekben olyan alacsony, hogy e lakások árának alakulását csak a városokban lehet vizsgálni.

A *családi házak* árait összevetve az összes lakás átlagárával, csak ott tapasztalható számottevő eltérés, ahol nem a családi házak alkotják a lakásállomány többségét, vagyis a nagyvárosokban és Budapesten. Ezekben a helyeken a családi házak árai erőteljesen eltérnek a családi házakra jellemző országos átlagtól: Budapesten, ahol a lakásárak színvonala valamivel több mint másfélszerese az országos átlagnak, a családi házak átlagos négyzetméterára már a családi házakra jellemző országos átlag kétszeresét is meghaladja. Az tehát, hogy Budapesten a családi házak aránya kisebb, a többlakásos épületek aránya pedig nagyobb, mint a vidéki településeken, összességében csökkenti a településtípusok közötti árkülönbségeket. Másképpen fogalmazva: Budapesten is az országosan jellemző lakástípus-összetétellel számolva, tovább növekedne az árszínvonal és természetesen a budapesti és a vidéki árak közötti különbség is. Mindez elmondható a megyeszékhelyekre vonatkozóan is, bár itt az eltérések mérsékeltebbek.

Természetesen nem lehet figyelmen kívül hagyni, hogy a családi házak minőségi összetétele korántsem azonos a nagyvárosokban és a községekben. A tábla azon adatai,

<sup>2</sup> A családi ház fogalmát szűkebb értelemben használjuk, körülből kizárjuk a hagyományos parasztházakat, ezáltal a családi házak egységesebb minőségű és korú csoportot képeznek.

melyek az egyszintes és a többszintes családi házak átlagos árát mutatják, arra utalnak, hogy az eltérő minőségi összetétel csak kisebb mértékben magyarázza a települések közötti árkülönbségeket. Ezt igazolják az építési év szerinti adatok is, a régi és az új építésű ingatlanok árai közötti különbségek az egyes településtípusokon belül sehol sem mutatnak olyan mértékű eltéréseket, mint amelyeket az azonos korú lakások között a különböző településeken megfigyelhetünk.

3. tábla

A családi házak átlagos négyzetméterára régiók és településtípusok szerint

Régió	Budapest	Megye- székhely	Többi város	Község	Ebből:		Összesen
					vonzás- körzetben	vonzás- körzeten kívül	
Ezer forint							
Közép-Magyarország	130	-	77	79	88	68	100
Közép-Dunántúl	-	93	60	55	77	47	61
Nyugat-Dunántúl	-	97	86	53	60	48	66
Dél-Dunántúl	-	86	55	36	61	33	49
Észak-Magyarország	-	68	43	32	34	31	39
Észak-Alföld	-	73	39	28	36	28	39
Dél-Alföld	-	76	49	29	30	29	45
Összesen	130	81	54	46	70	38	60
Ebből:							
többszintes épület- ben	136	97	61	54	85	42	75
egyszintes épületben	126	75	53	44	65	37	55
1980 óta épült	138	92	60	54	79	44	66
1960–1979-ben épült	133	78	53	45	69	38	57
1960 előtt épült	124	75	50	40	62	33	58
A legalacsonyabb ár százalékában							
Közép-Magyarország	470	-	279	287	317	247	360
Közép-Dunántúl	-	336	216	198	280	169	219
Nyugat-Dunántúl	-	349	309	193	216	173	240
Dél-Dunántúl	-	310	197	129	222	119	176
Észak-Magyarország	-	246	156	114	123	114	143
Észak-Alföld	-	264	139	102	130	100	140
Dél-Alföld	-	274	177	106	110	106	162
Összesen	470	291	196	165	253	137	216
Ebből:							
többszintes épület- ben	493	351	220	197	307	152	271
egyszintes épületben	455	272	190	157	236	134	201
1980 óta épült	499	334	217	194	287	159	240
1960–1979-ben épült	482	283	193	163	248	138	205
1960 előtt épült	450	273	181	144	225	119	209

A következőkben a településtípusok közötti árkülönbségek alapján két csoportba soroljuk a településeket: az egyikbe a magasabb árszínvonalúak, tehát Budapest, a me

gyesziékhelyek és a vonzáskörzeti községek kerülnek, a másikba pedig a kisebb városok és a többi község. Ezután a 4. táblában három egyszerű lakásminőségi kategóriában megvizsgáljuk az eltérő minőségi összetétel hatását, vagyis azt, hogy az árkülönbségeket milyen mértékben indokolja a városok lakásállományának kedvezőbb minőségi összetétele.

4. tábla

*A családi házak négyzetméter-átlagára a lakás felszereltsége szerint, településcsoportonként*  
(ezer forint)

Megnevezés	Nagyváros, vonzáskörzeti község	Város, egyéb község
Közművesített, központos fűtéssel	99	51
Közművesített, helyiségfűtéssel	84	47
Hiányos közművekkel vagy közművesítetlen	74	37
Átlagár		
a megfelelő településcsoport minőségi összetételével számolva	91	45
a másik településcsoportra jellemző minőségi összetétellel számolva	87	47

A családi házak árszínvonala az első településcsoportban éppen kétszerese (91 ezer forint) a második csoport (45 ezer forint) átlagának. Ez a különbség alig csökken, ha ki-küszöböljük a két csoport minőségi összetételének eltéréseit: az első csoport minőségi összetételénél maradván 91 ezer, illetve 47 ezer forint.

Megállapítható, hogy a családi házak árait leginkább földrajzi elhelyezkedésük határozza meg, ehhez képest az egyes ingatlanok adottságai általában csak kisebb hatással vannak a lakások piaci értékére. A földrajzi elhelyezkedésből eredő árkülönbségek ismeretében felvetődik a kérdés: egyáltalán egységes lakáspiacnak tekinthető-e a magyarországi lakásszektor, vagy helyesebb-e elkülönült részpiacok együtteseként értelmezni.

A *többlakásos épületek* csak a városokra jellemzők, ezért a továbbiakban csak a városi lakások árait vizsgáljuk. A többlakásos épületekben lévő lakások áraiban mutatkozó területi különbségek lényegében hasonlóak a családi házaknál megfigyeltékhez, de a kelet-magyarországi területek árai nem maradnak el annyira a többi régióra jellemző értéktől. Kivételt csak Észak-Magyarország jelent, ahol a lakásoknál is igen alacsony árszínvonal állapítható meg.

A többlakásos épületek csoportja legalább annyira heterogén, mint a családi házaké. Itt azonban nem az épületek felszereltsége vagy kora, hanem a többlakásos épületek típusai alapján célszerű vizsgálni az árszínvonalat, hiszen e típusok többnyire önmagukban is meglehetősen pontosan meghatározzák a lakások minőségét.

A 6. tábla adatai szerint mindenütt a zöldövezeti épületek lakásai a legértékesebbek, a legkevesebbet pedig a lakótelepi panelépületek (és a városokban a bérházak) lakásai érnék. A különbségek a nagyobb városokban jelentősebbek: a legdrágább lakástípusok átlagárai Budapesten 69, a megyeszékhelyeken 44, a többi városban 23 százalékkal haladják meg a legolcsóbbakét.

A felsorolt kategóriák által meghatározott eltérő lakásminőség mellett a többlakásos épületek lakásainál még egy újabb tényezőt is figyelembe kell venni. Eddig ugyanis kizárólag a fajlagos lakásérték alakulását vizsgáltuk. A többlakásos épületek lakásainál azon

ban különösen indokolt, hogy megvizsgáljuk a fajlagos ár hogyan függ a lakás nagyságától, teljes alapterületétől. Ebben a körben igen magas a kis lakások aránya: 31százalékuk alapterülete nem éri el az 50 négyzetmétert. A fajlagos lakásérték a 60 négyzetméteres lakásnagyságnál a legkisebb (58 ezer forint), az ennél 20 négyzetméterrel kisebb lakások egy négyzetmétere átlagosan mintegy 20 ezer forinttal ér többet.

5. tábla

*A többlakásos épületben lévő városi lakások négyzetméter-átlagára régiók és településtípusok szerint*

Régió	Budapest	Megyeszékhely	Többi város	Összesen
	Ezer forint			
Közép-Magyarország	84	-	63	82
Közép-Dunántúl	-	58	46	52
Nyugat-Dunántúl	-	74	72	73
Dél-Dunántúl	-	56	41	51
Észak-Magyarország	-	41	35	38
Észak-Alföld	-	51	40	49
Dél-Alföld	-	56	42	51
<i>Összesen</i>	<i>84</i>	<i>56</i>	<i>50</i>	<i>66</i>
	A legalacsonyabb ár százalékában			
Közép-Magyarország	240	-	180	234
Közép-Dunántúl	-	166	131	148
Nyugat-Dunántúl	-	210	205	208
Dél-Dunántúl	-	160	115	145
Észak-Magyarország	-	115	100	108
Észak-Alföld	-	145	114	139
Dél-Alföld	-	160	119	146
<i>Összesen</i>	<i>240</i>	<i>158</i>	<i>141</i>	<i>188</i>

6. tábla

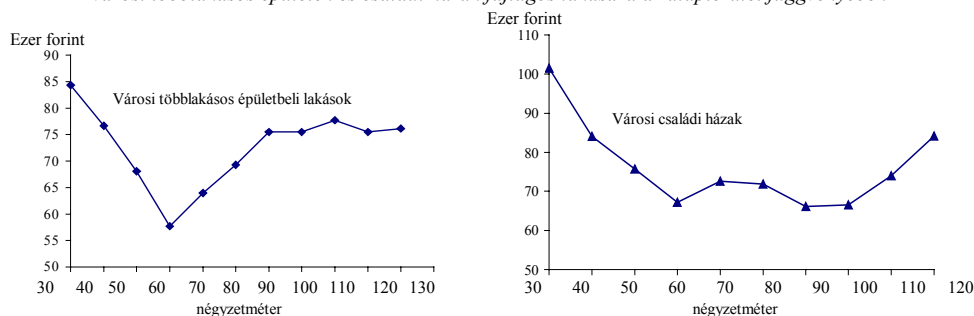
*A többlakásos épületben lévő városi lakások négyzetméter-átlagára településtípusok és az épület jellege szerint*

Az épület jellege	Budapest		Megyeszékhely		Többi város		Összesen		N
	átlagár (ezer forint)	relatív szórás (százalék)	átlagár (ezer forint)	relatív szórás (százalék)	átlagár (ezer forint)	relatív szórás (százalék)	átlagár (ezer forint)	relatív szórás (százalék)	
Városi bérház	85	38	60	35	47	50	76	33	1104
Lakótelepi panel	72	28	49	34	48	39	57	21	1588
Lakótelepi nem panel	81	31	57	35	50	41	58	24	661
Többlakásos zöldövezeti	121	40	71	38	57	57	90	49	387
Többlakásos nem zöldövezeti	85	31	63	53	53	42	66	31	302
<i>Együtt</i>	<i>84</i>	<i>40</i>	<i>56</i>	<i>39</i>	<i>50</i>	<i>44</i>	<i>66</i>	<i>32</i>	<i>4042</i>

A lakásméret növekedésével a fajlagos lakásérték 60 négyzetméter felett emelkedni kezd, és 80 négyzetméternél a négyzetméterenkénti ár már eléri a 70 ezer forintot. Ezt az

emelkedést azonban már a jobb minőségű lakások egyre nagyobb aránya is magyarázza. A zöldövezeti lakások aránya a 70 négyzetméteres lakásméretig 10 százalék alatt marad, a 80–90 négyzetméteres lakások között már 20, a 120 négyzetméter fölöttiekénél pedig 32 százalék az arányuk.

*A városi többlakásos épületek és családi házak fajlagos lakására az alapterület függvényében*



Azt, hogy az alapterület növekedésével a minőségi összetétel javulása is hat az árakra, a városi családi házak árának változása is mutatja. Ezeknél azonban csak 120 négyzetméter körül kezd a fajlagos ár emelkedni, ami azt is jelenti, hogy a családi házak legnagyobb részénél a fajlagos árat a méret kevéssé befolyásolja (a városokban 72 százalékuk alapterülete 60 és 120 négyzetméter közötti). Ezek alapján azt is megállapíthatjuk, hogy a lakáspiaci árak alakulásában a közepes méretű lakások túlkínálata feltétlenül szerepet játszik, míg a kis lakások felértékelődése a szűkös kínálatnak tulajdonítható.

#### *Elhelyezkedés a településen belül*

Bár a lakások településen belüli elhelyezkedésének hatása a piaci árra – különösen a nagyvárosokban – aligha vitatható, az árkülönbségek számszerűsítésére csak Budapest esetében vállalkozhatunk. A megfelelő mintaelemszám biztosítása érdekében még itt is összevonásokat kell alkalmaznunk: a budapesti kerületeket négy csoportba – elit kerületek, pesti belső kerületek, átmeneti kerületek, külső kerületek – soroltuk.

7. tábla

*A budapesti lakások négyzetméter-átlagára terület és épülettípus szerint*

Az épület jellege	Elit	Pesti belső	Átmeneti	Külső	Összesen	N**
	kerületek					
	Ezer forint					
Városi bérházjellegű épület	93	78	89	*	85	759
Lakótelepi panelépület	*	65	72	72	72	578
Lakótelepi nem panelépület	*	68	86	77	81	110
Többlakásos zöldövezeti épület	148	*	111	91	121	180
Többlakásos nem zöldövezeti épület	*	75	*	*	85	94
Többszintes iker- vagy családi ház	*	*	149	131	136	171
Egyszintes iker- vagy családi ház	*	*	147	122	126	280
<i>Összesen</i>	<i>110</i>	<i>76</i>	<i>92</i>	<i>104</i>	<i>94</i>	
<i>N</i>	<i>303</i>	<i>461</i>	<i>842</i>	<i>566</i>	<i>2 172</i>	<i>2 172</i>

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Az épület jellege	Elit	Pesti belső	Átmeneti	Külső	Összesen	N**
	kerületek					
	Az legalacsonyabb ár százalékában					
Városi bérházjellegű épület	144	121	137	*	132	759
Lakótelepi panelépület	*	100	112	112	111	578
Lakótelepi nem panelépület	*	106	134	119	125	110
Többlakásos zöldövezeti épület	229	*	172	140	188	180
Többlakásos nem zöldövezeti épület	*	116	*	*	132	94
Többszintes iker- vagy családi ház	*	*	230	202	211	171
Egyszintes iker- vagy családi ház	*	*	228	188	195	280
<i>Összesen</i>	<i>170</i>	<i>118</i>	<i>142</i>	<i>161</i>	<i>146</i>	<i>2 172</i>

\* Az alacsony mintaelemszám miatt az adat nem értelmezhető.

\*\* Az egyéb (például nem lakóépületben található) lakások adatai nélkül.

Megjegyzés. Elit kerületek: I., II., V., XII. kerület. Pesti belső kerületek: VI–X. kerületek. Átmeneti kerületek: III., IV., XI., XIII., XIV., XIX. kerületek. Külső kerületek: XV–XVIII., XX–XIII. kerületek.

Az összehasonlítást némiképp megnehezíti a kerületcsoportok eltérő épületösszetétele. Ennek ellenére megállapítható, hogy akár az azonos területek eltérő épülettípusait, akár az eltérő területek hasonló lakásainak árait vesszük figyelembe, nem ritka a másfél-kétszeres árkülönbség.

#### A JÖVEDELMI HELYZET ÉS A LAKÁSÉRTÉK ÖSSZEFÜGGÉSEI

Ahhoz, hogy választ kaphassunk arra a kérdésre, milyen a lakók összetétele a lakások különböző értékű csoportjaiban, a felhasznált lakásértékadatokat meg kellett tisztítani a lakók becsléseinek ingadozásaitól, amelyek a különböző társadalmi csoportok eltérő helyzetéből, tájékozottságából eredően különböző nagyságúak és irányúak lehetnek. Éppen ezért az eddigi gyakorlattal szemben (amikor a regressziós becslés eredményét csak azoknál a lakásoknál vettük figyelembe, amelyeknél az egyéni értékbecslés hiányzott vagy hibás volt) minden esetben a számított lakásérték szolgált az elemzés alapjául.

A különböző társadalmi csoportok által lakott lakások értékének összevetését megnehezíti a lakásárak szintjének – előbbieken bemutatott – igen nagy mértékű területi differenciálódása. Emiatt arra volt szükség, hogy az eltérő árszínvonalú területeket elkülönítve kezeljük. Az egyes lakásokat tehát értékük alapján az adott régió és településtípuson belül ötödökbe soroltuk, kiküszöbölve ezzel a lakásárak színvonalának területi aránytalanságait. Ez a besorolás az egyes lakásokat az adott területen érvényes árszínvonal mellett helyezi el az ott előforduló értékek rangsorában. Ezzel mind országosan, mind régióként, mind pedig településtípusonként pontosan a lakások ötöde esik egy-egy csoportba, ugyanakkor az egyes csoportok értékhatára területenként más és más. (A fajlagos lakásérték szerinti ötödöket a teljes lakásérték ötödeivel megegyező módon állítottuk elő.)

Az így kapott lakásérték-kategóriákat összevetettük a háztartási jövedelem ötödökkel, és ezeket az adatokat a 8. táblában foglaltuk össze.

8. tábla

*A háztartások a lakásérték és a háztartási jövedelem ötödei szerint*

Jövedelemötöd	Nem tulajdona a lakás	lakásértékötöd					Összesen
		1.	2.	3.	4.	5.	
Az összes háztartás százaléka							
1.	2,1	5,4	4,5	3,7	2,8	1,5	20,0
2.	1,8	4,3	4,0	4,0	3,5	2,4	20,0
3.	2,2	3,1	3,6	3,8	3,7	3,6	20,0
4.	1,4	2,4	3,3	3,6	4,5	4,8	20,0
5.	1,1	1,4	2,4	3,2	4,5	7,4	20,0
Összesen	8,7	16,5	17,8	18,4	19,0	19,6	100,0

A következőkben a számított adatokat három összefüggésben kívánjuk elemezni. Először áttekintjük, miként alakul az egyes társadalmi csoportok megoszlása a különböző lakásérték-kategóriákban, milyen a lakók társadalmi csoportok szerinti megoszlása, majd megvizsgáljuk, hogyan függ össze a lakásérték szerinti rangsorban elfoglalt helyük a háztartások jövedelmi helyzetével, végül bemutatjuk, hogy a lakásérték és a háztartási jövedelem viszonya hogyan határozza meg a háztartások lakáspiaci viselkedését.

*Háztartások a lakásértékötödökben*

Ami a lakás teljes értékét illeti, az aktív kereső háztartásfők háztartásainál a nagyobb értékű lakások felé, a nyugdíjasoknál pedig ezzel ellentétes irányban viszonylag jelentős eltolódás figyelhető meg.

9. tábla

*A lakások százalékos megoszlása a háztartásfő gazdasági aktivitása szerint (százalék)*

A háztartásfő* gazdasági aktivitása	Nem tulajdona a lakás	lakásértékötöd					Összesen	N
		1.	2.	3.	4.	5.		
A teljes lakásérték szerinti megoszlás								
Aktív kereső	9,5	12,5	15,7	17,1	19,4	25,8	100,0	5 045
Nyugdíjas	6,9	19,5	20,3	20,3	18,7	14,4	100,0	5 026
Egyéb inaktív kereső, eltartott	15,3	23,8	16,4	14,9	17,4	12,2	100,0	683
Összesen	8,7	16,5	17,9	18,4	19,0	19,6	100,0	10 754
A fajlagos lakásérték szerinti megoszlás								
Aktív kereső	9,5	15,3	17,1	18,1	19,3	20,7	100,0	5 045
Nyugdíjas	6,9	19,2	19,6	18,6	18,5	17,3	100,0	5 026
Egyéb inaktív kereső, eltartott	15,3	23,1	15,4	14,5	14,9	16,8	100,0	683
Összesen	8,7	17,6	18,2	18,1	18,6	18,9	100,0	10 754

\* Ha a lakásban több háztartás van, a legidősebb aktív kereső férfi a háztartásfő.



A 9. tábla szerinti különbség indokolt, hiszen az aktív keresős háztartások általában nagyobb létszámúak, ami a nagyobb lakásméretet és lakásértéket részben magyarázza. Ennek ellenére a fajlagos lakásérték ötödeiben az eltérés iránya megmarad, bár nagysága mérséklődik.

A különbségek némiképp növekednek, ha a háztartások lakásértékötödökbe kerülését a háztartásfő iskolai végzettsége szerint vizsgáljuk. (Lásd a 10. táblát.) Az általános iskolát el nem végzett háztartásfők esélye arra, hogy a legalacsonyabb értékű lakásban lakjanak, csak alig több mint másfélszerese az átlagosnak. Annak valószínűsége pedig, hogy a diplomás háztartásfők lakása a legmagasabb értékű kategóriába tartozzon, alig négyszer nagyobb, mint a csak befejezetlen iskolai végzettséggel rendelkező háztartásfőké.

10. tábla

*A lakások lakásértékötödök szerinti százalékos megoszlása  
a háztartásfő legmagasabb iskolai végzettsége szerint*

A háztartásfő legmagasabb iskolai végzettsége	Nem tulajdona a lakás	1.	2.	3.	4.	5.	Összesen	N
		lakásértékötöd						
Általános iskola 8 osztálya alatt	8,0	27,2	22,6	20,1	13,8	8,3	100,0	1 467
Általános iskola 8 osztálya	10,4	21,8	19,4	18,0	16,6	13,8	100,0	2 466
Szaktanácsképző	7,5	14,2	15,5	17,5	21,8	23,5	100,0	2 921
Szakközépiskolai érettségi	8,5	11,8	18,8	18,8	18,4	23,7	100,0	1 555
Gimnáziumi érettségi	10,3	12,7	19,6	19,0	18,9	19,5	100,0	831
Főiskolai oklevél	8,3	11,6	14,8	19,6	20,6	25,1	100,0	768
Egyetemi oklevél	7,9	6,7	12,5	17,5	24,8	30,6	100,0	746
<i>Összesen</i>	<i>8,7</i>	<i>16,5</i>	<i>17,8</i>	<i>18,4</i>	<i>19,0</i>	<i>19,6</i>	<i>100,0</i>	<i>10 754</i>

Azt feltételezhetnénk, hogy a városokban, különösen pedig Budapesten, ahol már csak a lakásállomány összetétele miatt is a lakás kínálat mind minőségében, mind értékben szélesebb, a lakások hierarchiájában is jobban érzékelhetők a társadalmi csoportok közötti különbségek. Az adatok azonban ennek éppen az ellenkezőjét mutatják. Budapesten és a városokban az ilyen különbségek alig háromszorosak, és csak a községek adatai haladják ezt meg.

Összehasonlításképpen bemutatjuk ugyanezen háztartások havi nettó összjövedelmük<sup>3</sup> alapján képezett ötödök szerinti megoszlását. Az ez esetben mutatkozó különbség lényegesen nagyobb az előbbieknél megállapított mértéknél. (Lásd a 11. táblát.) Ez mindenképpen alátámasztja azt a korántsem új megállapítást, hogy a lakásviszonyokban tapasztalható különbségek kisebbek, mint a háztartások jövedelmeiben megmutató eltérések.

Bár kisebb mértékben, de a háztartási jövedelmek terén is megfigyelhetők területi aránytalanságok. Mivel ezek jóval kisebbek, mint a lakásáraknál tapasztalhatók, a területi különbségek kiküszöbölésétől itt eltekintettünk, és a jövedelmi ötödöket az ország egészére egységesen alakítottuk ki.

<sup>3</sup> A háztartási jövedelem regressziós becslés eredménye. A kiinduló adatok a Háztartási költségvetés felvételből származnak. (A számítások részletes ismertetése megjelent: Lakásviszonyok II. Társadalomstatistikai füzetek 28. Központi Statisztikai Hivatal, 2000.)

11. tábla

*A háztartások a háztartási összjövedelem ötödei és a tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottság ötödei szerinti százalékos megoszlása a háztartásfő legmagasabb iskolai végzettsége szerint*

A háztartásfő legmagasabb iskolai végzettsége	1.	2.	3.	4.	5.	Összesen
	ötöd					
<b>A háztartási összjövedelem szerinti megoszlás</b>						
Általános iskola 8 osztálya alatt	54,2	28,2	11,0	4,7	1,9	100,0
Általános iskola 8 osztálya	30,9	28,6	19,0	13,6	7,9	100,0
Szaktanácsképző	8,9	16,3	24,6	30,0	20,2	100,0
Szakközépiskolai érettségi	11,5	13,0	23,0	24,8	27,7	100,0
Gimnáziumi érettségi	17,9	16,2	21,8	21,1	23,0	100,0
Főiskolai oklevél	1,9	19,7	19,7	19,8	38,9	100,0
Egyetemi oklevél	0,3	9,7	14,6	20,2	55,2	100,0
<i>Összesen</i>	<i>20,0</i>	<i>20,0</i>	<i>20,0</i>	<i>20,0</i>	<i>20,0</i>	<i>100,0</i>
<b>A tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottság szerinti megoszlás</b>						
Általános iskola 8 osztálya alatt	56,0	29,0	10,3	3,4	1,3	100,0
Általános iskola 8 osztálya	33,3	28,1	20,3	12,4	5,9	100,0
Szaktanácsképző	13,4	16,5	22,5	26,5	21,1	100,0
Szakközépiskolai érettségi	9,1	13,0	20,2	26,5	31,2	100,0
Gimnáziumi érettségi	12,1	12,6	24,2	24,7	26,4	100,0
Főiskolai oklevél	7,6	9,8	16,3	27,7	38,6	100,0
Egyetemi oklevél	3,5	7,1	16,1	23,3	50,0	100,0
<i>Összesen</i>	<i>21,9</i>	<i>18,9</i>	<i>19,2</i>	<i>19,9</i>	<i>20,1</i>	<i>100,0</i>

A jövedelmi viszonyokéhoz meglepően hasonló a kép akkor is, ha a háztartások tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottsága alapján képezett ötödök<sup>4</sup> szerinti megoszlást vesszük figyelembe. Ebben az esetben is sokkal nagyobb a végzettségi hierarchia alsó fokán állók esélye a legelső ötödbe kerülésre, mint arra, hogy az alsó lakásértékötödbe kerüljenek.

Az a tény, a lakásszektorban kiegyenlítettebb viszonyokat találunk, mint akár a jövedelmi viszonyokban, akár a háztartások felszereltsége terén, azt jelzi, hogy számos háztartás él viszonylag alacsony jövedelmi helyzetéhez képest jobb lakásban, míg másoknál az elért lakásszínvonal elmarad jövedelmüktől. A következőkben ezért arra keresünk választ, milyen kapcsolat van a lakásminőség és a jövedelmi helyzet között, milyen eltérések figyelhetők meg különböző társadalmi csoportokban a lakás értéke és a háztartás jövedelme között.

#### *A lakásértékötödök és a jövedelmi ötödök kapcsolata*

Összehasonlítva az egyes háztartások helyzetét aszerint, hogy mely jövedelmi és lakásértékötödbe kerültek, azt látjuk, hogy a háztartások lakáspiaci helyzete csak viszonylag ritkán, alig több mint egynegyedük esetében egyezik meg jövedelmi helyzetükkel. (Lásd a 12. táblát.) Ezzel szemben, ha a háztartások jövedelmét a tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságukkal vetjük össze, az egyező helyzetűek aránya 39 százalék.

<sup>4</sup> Az egyes cikkek gyakoriságuknak megfelelő súllyal szerepelnek az ötödökbe sorolás alapját képező összesítésben. (A számítások részletes ismertetése megjelent: Lakásviszonyok II. Társadalomstatistikai füzetek 28. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2000.)

12. tábla

*A háztartások jövedelmi és lakáspiaci helyzetének összehasonlítása*  
(a tulajdonos által lakott lakások adatai alapján)

Megnevezés	Háztartások		N
	száma (ezer)	aránya (százalék)	
A jövedelmi helyzet jelentősen (legalább két kategóriával) magasabb, mint a lakáspiaci	603	17,3	2675
A jövedelmi helyzet jobb, mint a lakáspiaci	612	17,5	1733
A jövedelmi és a lakáspiaci helyzet azonos	962	27,5	1720
A jövedelmi helyzet rosszabb, mint a lakáspiaci	650	18,6	1831
A jövedelmi helyzet jelentősen (legalább két kategóriával) alacsonyabb, mint a lakáspiaci	666	19,1	1853
<i>Összesen</i>	<i>3494</i>	<i>100,0</i>	<i>9812</i>

A háztartások 35 százaléka jövedelme alapján magasabb ötödbe sorolható, mint lakásértéke alapján, míg az esetek 38 százalékában éppen fordítva, a jövedelem-színvonal marad el a lakásérték-színvonalától. Az ötödök képzésének módjából az következne, hogy az összes háztartásra számítva az ellentétes irányú eltérések kiegyenlítsék egymást. A mutató kismértékű eltérését az okozza, hogy itt csak a tulajdonosok által lakott lakásokat vettük számba, a bérlakások adatait a tábla nem tartalmazza. A bérlakások lakáspiaci értéke rendkívül alacsony, kétharmaduk az alsó két lakásértékötödbe sorolható, ami még az ott lakó háztartások egyébként szintén rossz jövedelmi helyzetétől (45 százalék található a két alsó ötödben) is elmarad. A bérlakásban lakók figyelmen kívül hagyása tehát kissé csökkenti azoknak a számát, akiknek a jövedelmi helyzete – viszonylag – jobb, mint a lakáshelyzete. E csekély különbségtől eltekintve a háztartások összességében az eltérések kiegyenlítődnek, a háztartások különböző csoportjaiban azonban mindig más és más a jellemző viszony jövedelem és lakásérték között.

13. tábla

*A jövedelem és a lakásérték viszonya a háztartásfő aktivitása szerint\**  
(a tulajdonos által lakott lakások adatai alapján)

Megnevezés	Aktív kereső		Nyugdíjas	
	szám szerint (ezer)	aránya (százalék)	szám szerint (ezer)	aránya (százalék)
A jövedelmi helyzet jelentősen (legalább két kategóriával) magasabb, mint a lakáspiaci	440	27,1	137	8,2
A jövedelmi helyzet jobb, mint a lakáspiaci	349	21,5	226	13,6
A jövedelmi és a lakáspiaci helyzet azonos	492	30,3	415	25,0
A jövedelmi helyzet rosszabb, mint a lakáspiaci	228	14,1	383	23,0
A jövedelmi helyzet jelentősen (legalább két kategóriával) alacsonyabb, mint a lakáspiaci	114	7,0	502	30,2
<i>Összesen</i>	<i>1624</i>	<i>100,0</i>	<i>1663</i>	<i>100,0</i>

\* A munkanélküli és egyéb háztartásfők adatai nélkül.

Az aktív keresőknek közel fele jövedelme alapján magasabb kategóriába sorolható, mint lakása piaci értéke szerint. A nyugdíjasok esetében a helyzet éppen fordított, 53 százalékról állapítható meg, hogy jövedelmük elmarad a lakás értékétől. Mindez részben magától értetődő, hiszen a nyugdíjazással csökken a jövedelem, ezzel szemben a lakások értéke viszonylag állandó, és ennek a rétegnek hagyományosan igen alacsony a lakásmobilitása. Nehéz a lakásszínvonal hozzáigazítása a csökkenő jövedelemhez, így a korábban elért magasabb lakásszínvonal feszültség forrásává válik, mivel a lakóknak jövedelmük egyre nagyobb hányadát kell a lakás fenntartására fordítaniuk.

Változik a kép, ha az aktív kereső háztartásfőkre szűkítve a kört, az iskolai végzettség figyelembevételével vizsgáljuk a jövedelem és a lakásérték viszonyát. (Lásd a 14. táblát.) Az aktív keresők egészére tett előbbi megállapítás az egyes kategóriák mindegyikében érvényes marad, vagyis a jövedelmi helyzet többnyire továbbra is magasabb az elért lakásérték-kategóriánál.

14. tábla

*A jövedelem és a lakásérték viszonya az aktív kereső háztartásfők iskolai végzettsége szerint*  
(a tulajdonos által lakott lakások adatai alapján)

A háztartásfő legmagasabb iskolai végzettsége	A háztartások aránya (százalék), amelyeknél			N
	a jövedelmi helyzet jobb, mint a lakáspiaci	a jövedelmi és a lakáspiaci helyzet azonos	a jövedelmi helyzet rosszabb, mint a lakáspiaci	
Általános iskola 8 osztálya vagy alacsonyabb	48,0	25,2	26,8	658
Szakközépiskola	45,8	29,1	25,1	1686
Szakközépiskolai érettségi	48,1	33,2	18,7	878
Gimnáziumi érettségi	53,2	23,9	22,9	437
Főiskolai oklevél	50,1	35,1	14,8	470
Egyetemi oklevél	55,1	38,0	6,9	433

A végzettségi hierarchia mentén lefelé haladva egyre magasabb azoknak az aránya, akiknél a lakás értéke a jövedelmi színvonalat meghaladja, míg a magasabb végzettségűeknél többször fordul elő a jövedelmi és a lakásszínvonal egybeesése. (Ebből a sorból kissé kilógnak a gimnáziumi érettségivel rendelkező háztartásfők adatai, ennek az a magyarázata, hogy közöttük magasabb a nők aránya – 29 százalék, szemben az átlagos 12 százalékkal –, akiknek a jövedelmi és lakáshelyzete mindkét irányban gyakrabban tér el egymástól.)

Valamennyi szociális lakástámogatási rendszer alapvető célja, hogy a legrosszabb jövedelmi helyzetű családoknak legalább egy része jövedelmének szintjénél jobb lakásban lakhasson. A tapasztalható eltérésekben nyilvánvalóan megmutatkozik a támogatások hatása. Nem lehet azonban figyelmen kívül hagyni, hogy az elmúlt évtizedekben a szociális célú állami beavatkozások rendszere, a támogatások aránya és módja, a kedvezményezettek köre többször átalakult, ezért meghatározó jelentősége lehet annak, ki, mikor, hogyan szerezte lakását, és ezáltal hogyan jutott támogatáshoz vagy a lakáspiacon érvényesíthető egyéb előnyökhöz.

Emellett más tényezőkkel is számolni kell. Az egyik, hogy a lakáshelyzet viszonylagos állandósága mellett a háztartások jövedelmi szintje a lakás megszerzése óta visszaes

hetett. Bár ez leginkább a nyugdíjas és a munkanélküli háztartásfőkre érvényes, sok olyan háztartás jövedelme is csökkent az elmúlt években, ahol a háztartásfő aktív kereső, és ez különösen igaz az alacsonyabb végzettségűekre. A lakásszínvonalat a jövedelmi szint fölé emelheti, továbbá a családokon belüli felhalmozás és vagyonátadás, akár öröklés, akár pedig a lakásszerzések nyújtott családi támogatások formájában.

A jövedelem és a lakásérték viszonya tehát több körülmény együttes hatására alakul ki. Az aktív kereső háztartásfők körénél az inaktív háztartásfők kizárásával a jövedelem nagyarányú visszaesésének valószínűségét csökkentjük valamelyest. Egyúttal kizárjuk azt a korosztályt, melynek lakásszerzési útjai lényegesen mások voltak, mint a későbbi nemzedékeknek. Ha a vizsgált háztartásokat a jövedelem és a lakásérték eltéréseinek iránya szerint két csoportba soroljuk (lásd a 15. táblát), a jellemző lakáshoz jutási módokból következtethetünk a felsorolt előnyök és hátrányok szerepére.

15. tábla

*Az aktív kereső háztartásfők lakáshoz jutása*

Sorrend	Megnevezés	A háztartásfők		
		száma (ezer)	aránya (százalék)	N
A lakásértékötöd magasabb, mint a jövedelmi				
1.	Építette	150	43,8	423
2.	Használt lakást vásárolt	104	30,3	292
3.	Örökölte	57	16,6	161
4.	Új lakást vásárolt	21	6,0	59
5.	Vásárolta az önkormányzattól	9	2,7	26
6.	Egyéb	2	0,6	6
	<i>Együtt</i>	343	100,0	967
A lakásértékötöd alacsonyabb, mint a jövedelmi				
1.	Használt lakást vásárolt	327	41,4	931
2.	Új lakást vásárolt	126	15,9	354
3.	Építette	120	15,2	340
4.	Vásárolta az önkormányzattól	106	13,4	301
5.	Örökölte	98	12,4	275
6.	Egyéb	13	1,6	37
	<i>Együtt</i>	789	100,0	2238

Ott, ahol a lakásérték meghaladja a jövedelem színvonalát, a leggyakoribb lakáshoz jutási mód az építés. Ez egyrészt arra utal, hogy noha a szabályok folyamatosan változtak, az új lakást építők általában jobban jutottak támogatásokhoz, kedvezményekhez, akár kedvezményes kölcsönök, akár (később) a szociálpolitikai támogatás formájában, ami lehetővé tett bizonyos túlköltekezést a család anyagi színvonalához képest. Másrészt hozzájárult a viszonylag magas lakásérték-színvonalhoz létrejöttéhez az általánosnak mondható saját munkavégzés, a családi, rokonai segítség igénybevétele és a kalákamunka.

Ugyanakkor itt sem zárható ki a jövedelemcsökkenés lehetősége. A családi házakban lakó háztartások lakásmobilitása az egyébként szintén alacsony átlagnak is alatta marad,

vagyis ezek a családok is azok közé tartoznak, amelyek általában nem akarnak, de nehezen is tudnának az általuk épített családi házból elmozdulni. (A maradás különösen a kisebb településeken valóban sokkal inkább kényszer, mint választás kérdése. Mint az előzőkben láttuk, a lakásárak területi különbségei igen nagyok, ezeknek a családi házaknak a piaci értéke alacsony, ami lehetetlenné teszi mind az olcsóbb lakásba, mind a jobb kereseti lehetőséget biztosító helyre költözést.)

Összességében az itt vizsgált háztartásokról feltételezhető, hogy jövedelmi szintjük meghaladó lakásértéküket egyrészt a támogatások eltérő igénybevétele, másrészt a jövedelem csökkenése hozta létre. Sokszor ez a két hatás egymást erősítette, vagyis éppen a támogatással építkező családokat sújtotta leginkább a jövedelmek visszaesése.

Azok, akiknél a lakásérték- és a jövedelem-színvonal ellenkező irányú eltérést tapasztaljuk, leggyakrabban magánforgalomban, esetleg az OTP-től használt lakást vásároltak. Ugyanis ez az a lakásszerzési mód, amely sokkal kevésbé tette lehetővé a támogatások igénybevételét.

Az is figyelmet érdemel, hogy bár az öröklés az első csoportban kissé gyakoribb, szerepe egyik esetben sem túl jelentős. Hasonló következtetést vonhatunk le a családi támogatások szerepéről: a jelenlegi lakás megszerzéséhez ugyanolyan arányban kaptak családi segítséget mindkét csoport háztartásai (11, illetve 10 százalék), vagyis igen ritka, hogy a jövedelemszintet meghaladó lakásszínvonal öröklés vagy nagyarányú vagyonátadás eredménye lenne.

A lakásérték- és a jövedelem-színvonal ellenkező irányú eltérései bizonyos lakáspiaci feszültséget hoznak létre, hiszen a jövedelmükhöz képest értékes lakásban lakókat a költséges lakásfenntartás a lakáskínálaton belül lefelé, míg a magas jövedelműeket jobb lakás iránti igényük a felfelé mozdulásra ösztönzi. Felvetődik a kérdés, hogyan tükröződnek ezek a feszültségek abban, ahogy a háztartások értékelik saját lakáspiaci helyzetüket, és mindez milyen döntések meghozatalára készíti őket.

## LAKÁSPIACI MAGATARTÁS

A lakással való elégedettséget tudakoló kérdésre<sup>5</sup> általában azok válaszoltak igennel, akiknek lakásértéke a jövedelmüknél magasabb. (Lásd a 16. táblát.) Akik közülük mégis elégedetlenek, leggyakrabban a magas fenntartási költségekre és a nem megfelelő lakókörnyezetre panaszkodtak. A magas fenntartási költségeket e háztartások 11 százaléka kifogásolta, aminél bizonyára többeknek jelent gondot a lakásfenntartás, de a jelek szerint, az esetek nagy részében ez nem veti fel a lakásváltoztatás szükségességét.

Természetes, hogy sokkal elégedetlenebbek és ebből következően határozottabban megfogalmazzák lakásváltoztatási igényüket azok, akiknél a lakás értéke elmarad a jövedelmi szinttől. A leggyakrabban előforduló kifogások a környékre vonatkoznak, de itt találjuk azokat is, akik magával a lakással is elégedetlenek, kifogásolják méretét, állapotát, vagy szeretnének családi házba költözni. Ugyanakkor itt is magas azoknak az aránya, akik sokallják lakásfenntartási kiadásait, számukra a jobb lakásba való költözés a gazdaságos fenntartást is jelenti.

<sup>5</sup> Erre a kérdésre nem csak a háztartásfő válaszolhatott, tehát például a szülőkkel együtt élő felnőtt gyermekek is megfogalmazhatták kifogásaikat, lakásváltoztatási szándékukat. A bérlakásban lakók mellett ők is azok közé tartoznak, akik megjelölhetik a „nincs önálló lakása” választ.

16. tábla

*A lakással való elégedettség a jövedelem- és a lakásérték-színvonal viszonya szerint*  
(százalék)

Megnevezés	A jövedelemötöd					Összesen
	legalább két	egy	ugyanaz,	egy	legalább két	
	kategóriával nagyobb,			kategóriával kisebb,		
	mint a lakásértékötöd					
Elégedett	59,6	71,2	76,7	80,6	83,8	74,6
Elégedetlen, ennek oka:						
a környék	26,5	21,6	18,2	15,0	10,9	18,4
a lakás állapota	11,7	9,1	7,6	5,2	3,7	7,5
a lakás kicsi	17,9	7,6	3,8	1,2	0,5	6,0
a lakás típusa	9,4	5,6	2,0	1,2	0,3	3,6
nincs önálló lakása	2,8	1,4	1,3	0,6	0,6	1,3
drága a lakás fenntartása	8,8	8,3	8,1	10,5	11,4	9,3

*Megjegyzés.* Minden megkérdezett háztartás három okot nevezhetett meg. Az adatok ezek együttes előfordulását mutatják.

Ami a lakásváltoztatást tervezőket illeti, nem meglepő, hogy közöttük azok vannak többségben, akik magasabb ötödbe kerültek jövedelmük alapján: átlagosan 20 százalékuk (mintegy 270 ezer háztartás) öt éven belül szeretne változtatni. Ez azt jelenti, hogy a belátható időn belül lakást változtató közel 500 ezer család többsége (55 százaléka) a jelenlegi jövedelmi színvonalának megfelelőnél alacsonyabb értékű lakásban lakik, és innen szeretne feljebb lépni.

Már az előzőekben is láttuk, hogy a lakásérték legtöbbször ott haladja meg jelentősen a jövedelmet, ahol a háztartásfő nyugdíjas. Az ebben a körben tapasztalható alacsony lakásváltoztatási kedv elsősorban ezzel magyarázható.

A jövedelmüknél magasabb színvonalú lakásban lakók mérsékelt lakásváltoztatási kedvére további magyarázatul szolgál az általuk megnevezett nehézségek, problémák összegzése. A lakásváltoztatástól idegenkedő háztartásokra valószínűleg különösen igaz, hogy egyetlen jelentős vagyonuk a lakásuk, amit ha lehet, nem kockáztatnak. Ha eladják lakásukat, a legkedvezőbb ár érdekében akár évekig is várnak. Ezt bizonyítja a mind gyakoribb „árulja a lakását, de nem tudja értéken eladni” válasz, ahogy a lakásérték szintje a jövedelemé fölé emelkedik. Leginkább ezeket a háztartásokat tartja vissza a lakásváltoztatástól lakáspiaci tájékozatlanságuk és a lakáscserevel járó jogi és technikai bizonytalanságok.

Azoknál, akiknél a jövedelem haladja meg a lakásértéket, ezek a problémák sokkal kevésbé jellemzők, de a válaszolók a pénzhiány és a hitelhez jutás korlátait még fokozottabban érzékelik. Fel kell hívni a figyelmet e helyzet viszonylagosságára, e nélkül ugyanis ellentmondásosnak látszik, hogy éppen a jobb jövedelmi helyzetűek panaszkodnak gyakrabban a pénzhiányra. Csak arról van szó, hogy sok esetben a jövedelemben mutatkozó előny nem elegendő ahhoz, hogy az alacsony áron eladható lakásból továbblépjenek.

Valószínű, hogy a lakáspiaci ügyletek biztonságának növelése, a jobb információhoz jutás a most még bizonytalan háztartásokat is lakásváltoztatásra bátorítaná. Egyelőre azonban a jelek szerint, a jövedelmükhöz képest magas lakásszínvonalon élők sokkal inkább arra törekednek, hogy ha egyre nagyobb áldozatok árán is, de megőrizték a koráb

ban elért lakásszintet. Különösen a városokban élő, sokszor egyedül álló idősök azok, akik ennek érdekében támogatásra szorulnak. Ilyen segítségre egyrészt az önkormányzatoktól számíthatnak, másrészt azoktól a családtagoktól, akik majd öröklik az ingatlant, és már csak ezért is érdekük annak megtartása. Ami az önkormányzati támogatásokat illeti, a vizsgálatok szerint különösen a nagyvárosokban és Budapesten az idősök lakásfenntartási támogatásai a szociális segélyezésre fordítható összegek jelentős hányadát kötik le.<sup>6</sup> Ennek ellenére a lakásszektorban is megindult egyfajta lefelé mozgás. A megkérdezett háztartásfők egyre gyakrabban érzik úgy, hogy a lakáscserével romlottak lakáskörülményeik. A nyolcvanas évek második felében lakást változtatók 6 százaléka nyilatkozott úgy, hogy a költözéssel rosszabb körülmények közé került, a kilencvenes évek első felében költözők között ezek aránya már 9 százalék, az évtized második felében lakást változtatók körében pedig még magasabb, közel 15 százalék volt.

17. tábla

Lakásváltoztatási tervek és akadályai a jövedelem- és a lakásérték-színvonal viszonya szerint (százalék)

Megnevezés	A jövedelemötöd					Összesen
	legalább két	egy	ugyanaz,	egy	legalább két	
	kategóriával nagyobb,	kategóriával kisebb,				
mint a lakásértékötöd						
Lakásváltoztatási tervek						
Nem akar elköltözni, változtatni	60,3	72,8	80,5	85,2	87,2	77,5
Igen, 1-2 éven belül	14,1	9,6	7,6	5,8	4,8	8,3
Igen, 3-5 éven belül	9,7	5,8	3,3	2,7	1,9	4,6
Egyelőre nem, de majd később szeretne	14,6	10,5	7,4	4,8	4,6	8,3
Nincs válasz	1,3	1,2	1,2	1,5	1,4	1,3
<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>
A lakásváltoztatás akadályai						
Semmi nem hátráltatja a megvalósításban	22,8	27,6	30,7	31,5	28,8	27,3
Lát akadályt, mégpedig:*						
nincs pénze	62,7	57,0	51,8	45,5	40,8	54,7
nincs hitel	9,9	10,2	8,8	3,9	6,6	8,7
nincs információja a lehetőségekről	3,4	2,4	2,8	2,9	7,9	3,4
árulja a lakását, de nem tudja értéken eladni	3,8	3,9	6,4	7,2	15,8	6,0
fél a lebonyolítás nehézségeitől	4,9	5,7	6,6	8,0	9,8	6,3
fél a jogi következményektől, elveszti a lakást	0,7	1,0	1,8	2,3	0,5	1,2
nem talál megfelelő lakást	12,3	11,4	7,6	11,3	11,2	10,8

\* Három lehetséges válasz együttes előfordulása.

Az aggályok és nehézségek ellenére jelenleg a lakást változtatók többsége arra törekszik, hogy a lakáspiacon felfelé mozduljon, ami összességében a jobb minőségű lakások

<sup>6</sup> Az önkormányzati segélyezés és a segélyezett háztartások életkörülményei. Társadalomstatistikai füzetek 22. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1999.



iránti keresletet bővíti, és egyúttal a költségesen fenntartható közepes vagy rosszabb lakások folyamatos értékvesztését eredményezi.

\*

A felvétel alapján megállapítható, hogy az utóbbi évtized társadalmi polarizációja, ha késve és tompítva is, de a lakásszektorban is éreztette hatását. Az eltérő jövedelmű háztartások lakáspiaci helyzetének és viselkedésének áttekintése után kirajzolódnak azok a feszültségek, melyek kikényszeríthetik a lakásállományon belüli átrendeződést. A feltárt egyenlőtlenségek azonban csak részben mérhetők a társadalmi hierarchia mentén. Jelenleg a háztartások lakáspiaci helyzetében megmutatkozó különbségek sokkal inkább területi természetűek. A kedvezőtlen helyzetű területeken – a rendkívül alacsony ingatlanpiaci árszínvonal miatt – mindenfajta lakásberuházás veszteséges befektetés, gondoljunk akár új lakások építésére vagy a meglévő lakásállomány fejlesztésére, korszerűsítésére. Még ha a lakosság magatartását nem is irányítja ilyenfajta befektetői racionalitás a helyzet hosszú távon e területek lakásállományának fokozatos leromlásához vezet. A területi aránytalanságok másik következménye, hogy lehetetlenné válik az itt élők elmozdulása a lakásszektoron belül, korlátozódik területi mobilitásuk, mindez pedig tartósítja a leszakadó területek elmaradottságát.

A lakásállomány egészének piaci értékére vonatkozó megfigyeléseink árnyaltabbá teszik azt a képet, mely az ingatlanpiacokra vonatkozó információk alapján eddig kialakulhatott a szakemberekben. Az ingatlanfogalmi adatokban maguktól értetődően azok a területek szerepelnek nagy súllyal, ahol jelentős ingatlanforgalom figyelhető meg, és ahol ennek következtében az árszínvonal is jóval magasabb. A felmérés tapasztalatai mindenképpen óvatosságra intenek az ingatlanpiaci tapasztalatok egész országra kiterjedő általánosításával kapcsolatban. Az utóbbi időben jelentős ingatlanpiaci fellendülés képe rajzolódott ki, miközben elkerülte a figyelmet, hogy a lakásállomány számottevő része fekvése miatt már eleve be sem léphet a piacra, árszínvonala pedig régen elszakadt a nagyvárosokétól. A lakáspiac szempontjából leszakadó területek természetesen egybeesnek az ország gazdaságilag is hátrányosabb helyzetbe került övezeteivel. A tapasztalható fellendülés érintetlenül hagyja a leszakadó területek lakásárainak színvonalát, ezért helytállóbb, ha a fellendülésre vonatkozó megállapításokat csak egyes működő részpiacokra korlátozzuk.

## FÜGGELÉK

### *A becslési eljárások ismertetése*

A lakásérték becslésének alapja a megkérdezettek által megadott egy négyzetméterre vetített érték. E becslés eredményét vetítettük az összes ingatlanra. A becslés során az ingatlanok legfontosabb paramétereit (méret, típus, ellátottsági mutatók, elhelyezkedés, környék jellemzői) figyelembe vettük. Megkülönböztettünk négy piaci területet, amelyek esetében eltérő modellt alkalmaztunk, mert úgy ítéltük meg, hogy a bevont változók hatása egy-egy területen eltér, ami az összesített modellben nem vagy csak részlegesen érvényesülhetett volna. A változók köre az alapvető sajátosságokat (Budapest esetében kerületcsoportok és nem térségek megkülönböztetése) leszámítva, azonos a négy modell esetében. A változók azonosságára való törekvés következtében nem minden változó szignifikáns minden egyes modellben, de tekintettel arra, hogy nem elemzési, hanem becslési céllal végeztünk regressziós elemzést, valamint azért, hogy az összevethetőség érvényesüljön, a szokásos szinteken nem szignifikáns változókat is benntartottuk a modellben.

Lineáris regressziós modellt alkalmaztunk, jóllehet tisztában vagyunk azzal, hogy a változók hatása nem minden esetben lineáris. Ennek korrigálása érdekében bizonyos esetekben dichotóm változókat alkalmaztunk. Azokat

az összefüggéseket, hatásokat igyekeztünk beépíteni a modellbe, hogy egy kis lakás értéke fajlagosan lehet nagyobb, mint a nagyobbaké, vagy egy idősebb épület jellege stb. értéknövelő tényező lehet, annak ellenére, hogy egy újabb lakás általában drágább, mint egy régebbi. A regressziós módszer sajátossága, hogy a becslült érték akár negatív is lehet. Úgy döntöttünk, hogy a minimális lakásértéket 100 ezer forintban határozzuk meg.

F1. tábla

*A b becslült regressziós együtthatók értéke területenként*

Változó	Budapest	Megyei jogú város	Város	Község
Emeletek száma	1,503	-0,215	0,957	8,690
5 emeletnél nagyobb épület (I/N)	-7,427	-1,724	-11,842	-84,729
Szintek száma a lakásban	18,056	11,433	5,929	10,766
Épülettípus: családi ház	6,624	24,729	9,597	8,496
Épülettípus: lakótelep jellegű	-47,860	-11,395	-9,148	-33,180
Épülettípus: városi bérház jellegű	-26,899	-5,088	-8,305	17,462
1945 előtt épült	-8,535	0,828	-0,416	-1,072
1990-es években épült	3,303	7,552	3,304	9,337
Volt felújítás, karbantartás (I/N)	-1,786	-2,654	-1,966	-0,616
Alapterület	-0,180	-0,158	-0,089	-0,211
40 négyzetméternél kisebb lakás	9,418	13,635	11,017	14,218
Félkomfortos és komfort nélküli lakás	-8,806	-4,629	-8,264	-6,731
Közcsatorna	-2,529	19,118	6,444	6,670
Vezetékes gáz	-8,287	9,626	5,067	4,604
Egy vagy több lakás modern fűtése	16,538	3,514	2,984	6,699
Körmék (1: rossz – 5: jó)	8,004	1,383	4,461	0,379
Lakók (1: elköltöznek – 5: beköltöznek)	1,444	2,648	0,650	2,868
Lakás (1: száraz – 3: penészes)	-6,466	-6,807	-6,250	-6,174
Zajártalom (0: nincs, 1: van)	4,733	-3,755	0,108	3,425
Légszennyezés (0: nincs, 1: van)	-1,432	5,292	0,018	0,037
Betörés (0: nincs, 1: egy, 2: több)	3,557	0,104	2,513	1,811
I., II., V. vagy XII. kerület	-6,187			
VI.–X. kerületek	18,069			
XV.–XVIII. és XX.–XXIII. kerületek	-8,157			
Pest megye			29,526	26,204
Közép-Dunántúl		5,631	8,415	14,355
Nyugat-Dunántúl		15,407	37,049	11,392
Észak-Magyarország		-13,097	0,007	-0,084
Budapesti agglomeráció				28,208
5 legnagyobb város agglomerációja				9,930
A többi megyei jogú város agglomerációja				3,153
Balatonai agglomeráció				33,786
<i>Konstans</i>	83,865	27,433	19,240	17,018

Az alapterület hatása a lakásértékre az előzetes számítások szerint mindenképpen meghatározó, bár nagyon eltérő volt a négy településtípus-csoportban. Végeredményben az előzetes modellek és a gyakorlati tapasztalat (az ingatlanárak képzése) egységesen indokolta, hogy a regressziós becslést a fajlagos értékre számítsuk ki, és a kapott eredményt a modellen kívül szorozzuk fel a lakás alapterületével. A modellekbe ennek ellenére bevontuk az alapterület-változót, amelynek hatása a fajlagos alapterülettel számoló modellben is szignifikáns volt. Figyelembe kellett ugyanakkor venni azt a hatást, hogy a legkisebb és a legnagyobb lakások esetében másképpen érvényesülhet a lakás méretének a hatása, ezért ezeket a hatásokat dichotóm változók segítségével vontuk be a modellekbe.

Az előzetes számítások teljes mértékben alátámasztották azt a feltételezést is, hogy a lakás településének típusát nem elegendő változóként bevonni a regressziós modellbe, hanem önálló modellekben kell kiszámítani a lakás értékét az egyes településtípusokra. Négy településtípust különítettünk el: 1. a fővárost, 2. a megyei jogú városokat, 3. a többi várost, 4. a községeket. Az egyes csoportok elkülönítését indokolja, hogy a szereplők és a méret egyértelműen meghatározhatók (a megyeszékhely szerinti elkülönítés esetében a második szempont nem érvényesült volna maradéktalanul), ugyanakkor a településfejlődési folyamatok indokolhatták volna például az agglomerációk kiemelt kezelését. Tekintettel a becslés eredeti céljára és a várható összefüggésekre, az agglomerációs tényezőt végül részlegesen, változóként érvényesítettük a becslési eljárásban.

A változók az épület típusáról, méretéről, koráról, komfortosságáról tartalmaznak információt. Az F1. tábla a változók  $b$  becslt regressziós együtthatóit tartalmazza, az üres cella azt jelzi, hogy az adott modellből az adott változó kimaradt. Többváltozós regresszióról lévén szó, a táblában szereplő értékek csak a modellbe bevont többi változóval összefüggésben értelmezhetők. Ennek megfelelően például a Budapest legrágább kerületeibe tartozást mérő változó  $b$  értéke lehet negatív, de az adott kerületcsoportba tartozó lakások átlagos értéke ezzel együtt is magasabb lesz minden más területi egységbe tartozóénál. A táblában nem közöljük a regressziós számítások további eredményeit, azok, külön kérésre, a szerzőnél megtekinthetők.

A *jövedelem* becsléssel történő megállapítására azért volt szükség, mert a felvétel során bevallott jövedelmek nagyon alacsonynak bizonyultak, különösen a magas státusú csoportok tagadták meg a választ, vagy adtak meg nagyon alacsony jövedelmet. A jövedelem becslésére azt az eljárást választottuk, amely a várható legpontosabb becslést nyújtotta: a KSH 1998-as háztartásvizsgálatának adatai alapján határoztuk meg a jövedelmek regressziós modelljét. A következők szerint jártunk el.

Külön becsltük a háztartási és a személyi szintű jövedelmeket (a lakásvizsgálat eredetileg egyetlen összevont háztartási jövedelmet tartalmazott). Az előbbit a háztartási szintű adatfile-ban, míg az utóbbit a személyi szintű adatfile-ban végeztük el. Háztartási szintű jövedelmeknek azokat a jövedelmeket tekintettük, amelyeket a személyi adatokon nem tudunk becsülni. A személyes jövedelmek becslését a háztartásfő aktivitása szerinti három csoportban (aktív keresők, nyugdíjasok, egyéb inaktívak) végeztük el. A szétválasztás oka, hogy egy-egy csoport sajátosságai jobban érvényesüljenek. A 14 év alattiakat kizártuk a jövedelembecslésből.

Az F2. tábla az egyes regressziós modellek változóit és a hozzájuk tartozó  $b$  értékeket tartalmazza.

F2. tábla

Az egyes regressziós modellek változóit és a hozzájuk tartozó  $b$  értékek

Változó	Személyes jövedelmek			Háztartási jövedelmek
	aktív népesség	nyugdíjasok	egyéb inaktívak	
Konstans	243 955	147 906	295 323	29 270
Megyeszékhely	37 908	30 248	13 110	-72 521
Egyéb város	17 308	4 959	8 115	-27 899
Pest megye	62 383	24 205	11 893	-50 260
Észak-Magyarország	17 128	17 052	-5 814	-45 663
Közép-Dunántúl	47 569	32 167	376	-54 820
Nyugat-Dunántúl	21 224	2 326	1 996	-47 321
Budapest elit kerületek	96 370	72 989	20 586	-105 692
Budapest belső kerületek	61 634	40 273	40 049	-124 311
Budapest átmeneti kerületek	106 165	56 166	24 207	-128 530
Budapest külső kerületek	62 557	54 668	32 735	-126 493
Nem	-95 213	-51 490	-17 394	
Kor	3 125	1 259	798	
Befejezett alapközü iskola	37 515	13 058	11 487	
Szaktmunkás, szakiskola	83 062	41 079	31 238	
Gimnázium	122 702	81 792	23 993	
Szakközépiskola	127 604	85 910	27 253	
Főiskolai diploma	200 946	160 401	45 160	
Egyetemi diploma	378 544	201 332	31 016	
26 év alatti	-72 078			
46 év feletti	12 5634			
Fizikai dolgozó	50 533			
Vállalkozó	23 919			
Beosztottak száma	139 768			
Alsó vezető	28 6437			
Felső vezető	359 934			
Nyugdíj típus (1: koreredményes, rok- kantsági 2: öregségi)		58 005		
Munkanélküli			-155 238	
Gyes			-143 897	
Felnőtt eltartott			-204 915	
Tanuló (középközü)			-227 963	
Tanuló (felsőközü)			-247 965	
Egyéb inaktív			-202 593	
20 év alatti eltartott				100 753

Mind a négy modell esetében a változók kiválasztását, illetve bontásuk finomságát meghatározta, hogy mi áll rendelkezésünkre mindkét vizsgálat esetében azonos szerkezetben, azonos tartalommal. A legsúlyosabb hiányosság, hogy ezen oknál fogva nem lehetett figyelembe venni a munkáltató ágazatát és tulajdonosának típusát sem. Fontos lett volna az is, hogy a vállalkozókat is jobban differenciálhassuk cégük mérete, ágazata szerint. Ezeket a problémákat kizárólag részlegesen, az iskolai végzettség finomabb bontásával tudtuk megoldani.

A becslési eljárás a személyes jövedelmek külön becslése következtében viszonylag bonyolulttá vált: először elő kellett állítani a személyes jövedelmek becslését végző regressziós modellt a háztartási adatfelvétel személyi file-jában, majd el kellett végezni a háztartási szintű jövedelmek becslését a háztartási szintű adatokon. A harmadik lépésben pedig a lakásvizsgálat személyi adatain le kellett futtatni a modellt, majd a három modell eredményének összevonása után az adatokat háztartásokra aggregálva át kellett vinni a háztartási szintű file-ba. Végül el kellett végezni a háztartási szintű jövedelmek becslését, és ezeket hozzá kellett adni az összesített személyes jövedelmekhez. A regressziós eljárás során keletkező negatív jövedelmeket 0-ra korrigáltuk.

Miután a lakásvizsgálat adatain előállítottuk a becsült jövedelmeket, és elvégeztük a megfelelő ellenőrzéseket, azt tapasztaltuk, hogy a vállalkozói háztartások jövedelmei meglehetősen alulbecsültek. Ez nem a becslési eljárás következménye, hanem a kiinduló adatok sajátossága. Ezért további korrekció alkalmazásáról döntöttünk: a háztartási felmérés adatai szerint a háztartások kiadásai és jövedelmei az esetek átlagában kiegyenlítődték. Ugyanakkor a vállalkozók, társas vállalkozások tagjai esetében a kiadások átlagosan 24 százalékkal meghaladták a bevallott jövedelmeket. Azokban az esetekben tehát, ahol a háztartás fő vállalkozó, társas vállalkozás tagja, ennek megfelelően 1,24-es szorzóval korrigáltuk a háztartások jövedelmét.

A tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottságot a jövedelem mellett a háztartás anyagi-vagyoni helyzete mérőszámának tekinthetjük. A felvétel során 25 tartós fogyasztási cikk, három fajta gépjármű, két ingatlan és egy nagyértékű munkagép meglétére kérdeztünk rá. A háztartás vagyoni helyzetét jellemző mutató kialakításánál nem vettük figyelembe azokat, amelyeknek léte vagy nem léte bizonyos értékválasztás kérdése is, tehát nem feltétlenül azért nincs a háztartás birtokában, mert az ott élőknek nem telik rá, hanem mert nincs (is) rá szükség. E mellett nem vettük figyelembe a gépjárművek és az ingatlanok meglétét sem, részben az előzők, részben az adatok bizonytalanságai miatt. Így végül 14 tartós fogyasztási cikket vettünk figyelembe, amelyeknek relatív súlya szolgált egyfajta pontszámként. Ez azt jelenti, hogy a figyelembe vett tartós fogyasztási cikkek súlya az előfordulási arány 100 százalékából kivont érték lett. Vagyis minél ritkábban fordul elő az adott cikk, annál nagyobb pontszámot kap. Az így kialakított pontszámok átlaga 168, maximuma 1012 volt, a medián értéke 127, a modulusz 79.

#### SUMMARY

The Social Statistics Department of the HCSO accomplished a Survey of Housing Conditions in 1999 which (among many other housing issues) collected information on housing market processes and prices.

The first part of this paper describes the major factors influencing dwelling prices relying on the results of the survey. It concludes that the greatest differences of price levels are observed among different regions and settlements of the country. In contrast, the effects of building type and dwelling quality are of less importance.

The second part investigates the differences of housing value according to social groups and proves that compared to income inequalities the distribution of housing value is much more balanced. As a result, the relative income level differs significantly from the housing value in the majority of households. The results presented in the paper demonstrate that the relationship between household income level and the value of the dwelling determines flat market behaviour, flat mobility and inhabitant satisfaction.

## A TÁRSADALOM ÉS A GAZDASÁG FŐBB FOLYAMATAI 1999-BEN\*

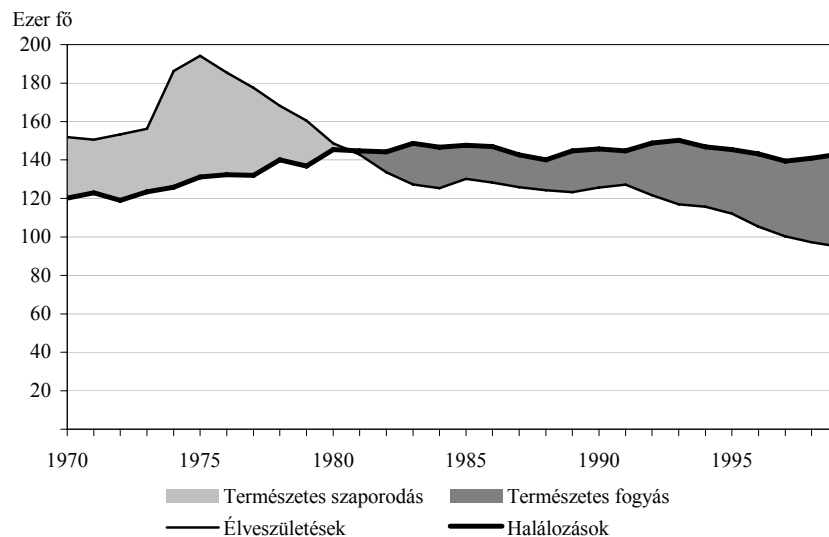
Magyarország társadalmi–gazdasági életének alakulása 1999-ben a következőkben foglalható össze.

### TÁRSADALMI–KÖRNYEZETI HÁTTER

**NÉPESEDÉSI FOLYAMATOK.** Az ország népességszáma 1981-től gyorsuló ütemben fogyott, és 2000. január 1-jén 10 millió 44 ezer volt, hozzávetőleg annyi, mint 1962 elején.

A kilencvenes években folytatódott a termékenység csökkenése, és nem javultak számottevően a halandósági viszonyok. 1990 és 1999 között a halálozások száma 331 ezer fővel haladta meg a születéseket, tíz év alatt (természetes úton) ennyivel fogyott a népesség.

1. ábra. Természetes szaporodás, fogyás



\* Magyarország, 1999. Beszámoló a társadalom és a gazdaság főbb folyamatairól c. kiadvány (Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2000.) alapján összeállította *Friss Péter*.

A termékenység szintje a kilencvenes években 29 százalékkal csökkent. A 20 év alatti nők termékenysége 38 százalékkal, a 20–24 éveseké kevesebb mint felére esett vissza a jelzett időszakban. A korábbi 20–24 éves életkor helyett a 25–29 éves nők között a leggyakoribb a gyermekvállalás.

1999-ben 95 ezer gyermek született, 2300-zal kevesebb, mint egy évvel azelőtt. A születésszám csökkenése lassult. Ezer lakosra 9,4 élveszületés jutott, ez mintegy 40 százalékkal marad el az egyszerű reprodukciót biztosító szinttől. A házasságon kívüli születések aránya 28 százalék, kétszerese az 1990. évinek. Az összes házasságon kívüli szülés csaknem 23 százalékában az anya tizenéves, mintegy 58 százalékában 25 évesnél fiatalabb.

A születésszám csökkenésével egyidejűleg a művi vetélések száma az 1990. évi 90 ezerről 1999-ben 65 500-ra mérséklődött. A születések és a művi abortuszok csaknem azonos arányú csökkenése azt is jelenti, hogy a száz élveszületésre jutó terhesség-megszakítás érdemlegesen nem változott.

1999-ben folytatódott a halálozások számának emelkedése, az előző évinél 2100-zal többen, 143 ezren haltak meg. Ezer lakosra 14,2 halálozás jutott. A rosszabbodás feltehetően a téli hónapok járványos megbetegedéseiből adódott. Főként az időskorúak – elsősorban a nők – halálozási gyakorisága nőtt. A csecsemőhalandóság javulása folyamatos. Értéke 1997-ben csökkent először 10 ezrelék alá, 1999-ben 8,9 ezrelék volt. A csecsemő-, gyermek- és fiatalkori (30 év alatti) halálozások együttesen az összhála- lózás 1,9 százalékát teszik ki.

A népesség természetes fogyása 1999-ben 4,8 ezrelék volt, és különböző mértékben az ország minden régiójában érzékelhető volt, leginkább a fővárosban.

A halandóság európai mércével mérve magas, és csak Magyarországtól keletre fordulnak elő rosszabb halandósági viszonyok, alacsonyabb várható élettartamok. A csecsemőhalandóság körülbelül kétszerese a fejlett országokénak. A magas halandóság és az alacsony termékenység együttes hatásaként – nemzetközi mércével is – gyors a népességszám csökkenésének üteme. Az elmúlt évben bekövetkezett 48 ezer fős természetes népességcsökkenés az első világháború vége óta a legnagyobb. A népesség lélekszámának fogyása évtizedekkel előbb kezdődött, mint a többi érintett európai országban, ezért kumulatív hatása nagyobb. Mindemellet a természetes fogyás arányszáma az elmúlt néhány évben jelentősebb volt Lettorszá- gban, Észtországban, Oroszországban és Bulgáriában. 1998-ban Európa 16 országában regisztráltak a népesség természetes fogyását, a nemzetközi vándorlási egyenleget is figyelembe véve ténylegesen 13 ország népessége fogyott.

**MIGRÁCIÓ.** A települések közötti vándorlások és a településen belüli költözések száma 1994-től lassan emelkedett. A teljes belföldi vándorlási arányszám 1998-ban 3,86 volt, ami azt jelzi, hogy egy lakos – az ez évi viszonyok állandósulása esetén – élete során csaknem négyszer változtatna lakóhelyet.

A kilencvenes évek elejétől a vándormozgalom nyertesei a községek. 1999-ben a főváros állandó vándorlási vesztesége 14 ezer fő, a többi városé 2 ezer fő, a községek nyeresége 16 ezer fő volt. A szuburbanizációs folyamat elsősorban Budapestet, a nagyobb városokat és közvetlen környéküket érinti.

A nyolcvanas évek végén Magyarország vándorlókat befogadó és tranzitországgá vált. A külföldi állampolgárok bevándorlása az évtized fordulóján mért csúcspont után mérséklődött, és 1992-től évi 15 ezer fő körül stabilizálódott. A nem magyar állampol-

gárok távozása ennél jóval kisebb mértékű volt. 1999-ben már több mint 150 ezer legális bevándorló tartózkodott hazánkban, az ország népességének 1,5 százaléka.

Az országban tartózkodó külföldiek többsége a szomszédos országokból érkezett, Romániából (38%), Jugoszláviából (10%), Ukrajnából (7%). Jelentős az Európai Unió tagállamaiból származók aránya (12%), akiknek több mint a fele Németországból jött.

A KÖRNYEZET ÁLLAPOTA ÉS MINŐSÉGE. A levegőt szennyező szilárd anyagok kibocsátása 1990 és 1997 között 205 kilotonna/év-ről 136 kilotonna/év-re csökkent. A javulás elsősorban a több mint 50 százalékkal visszaeső lakossági és a mintegy 40 százalékkal kevesebb hőerőművi kibocsátásnak tudható be. A közlekedésből származó összes szilárdanyag-kibocsátás mennyisége csekély mértékben nőtt, aránya akárcsak a többi ágazaté, emelkedett.

Az ipari és kommunális kibocsátások csökkenésével kevesebb a szennyezett levegőjű terület és az általa érintett lakosság. 1991–1993-ban szennyezett minősítést kapott az ország területének közel 4 százaléka, ahol a lakosság 32 százaléka élt. Ez az arány 1997–1998-ban 2,3, illetve 25 százalék volt. Egyes területek a szennyezett kategóriából a mérsékelt szennyezett kategóriába kerültek. A szennyezett és a mérsékelt szennyezett területek együttes nagysága és az ilyen területen élő lakosság száma az elmúlt időszakban csökkent.

A közlekedési, és ezen belül a közúti gépjárműforgalomból eredő szennyezőanyag-kibocsátás a levegőminőség legfőbb károsítója. Ebből adódik a szennyezettség egyenletesebb – azaz az egész országra kiterjedő – eloszlása, másrészt az, hogy a nagy belső vagy átmenő forgalmat lebonyolító településeken erősen koncentrálnak.

Az illékony szerves vegyületek koncentrációja a kilencvenes években 140–150 ezer tonna körül stabilizálódott. Az ózonkárosító anyagok felhasználása 1990-hez képest 78 százalékkal csökkent.

A magyarországi vízigény, vízhasználat a kilencvenes évek elejétől csökkent. A vízszeszés az öntözés és a lakossági vízhasználat esetében a legszámottevőbb. A vízigények csökkenése – a kényszerű takarékoság – elsősorban a víz árának folyamatos emelkedésével hozható összefüggésbe.

1998-ban a legtöbb paraméter alapján a vízminőség II-III. osztályú, azaz jó és tiszta állapotú. A hazai vizek mikrobiológiai állapota azonban döntően IV. vízminőségi osztályú. A Balaton vízminősége javult.

A közcsonornán elvezetett szennyvíz 1998-ban 550 millió köbméter volt, 37 százalékkal kevesebb, mint 1990-ben. A legalább biológiailag tisztított szennyvizek aránya 1998-ban elérte a 42 százalékot. A közegészségügyileg nem megfelelő ivóvízzel rendelkező települések száma az 1990. évi 475-ről 1998 végére 27-re csökkent.

Magyarországon becslések alapján évente mintegy 4–4,5 millió tonna (20–23 millió köbméter) háztartási hulladék keletkezik. 1998-ban a települési szilárd hulladékok mennyisége 19,5 millió köbméter volt, a növekedés mintegy 17 százalék 1990-hez képest. A rendszeres hulladékgyűjtésbe bevont lakások aránya 1998-ra elérte a 82 százalékot.

A veszélyes hulladékok alig egynegyedét, átlagosan 400 ezer tonnát tekintenek hasznosíthatónak. Mintegy 30 százalékát elégetik, a többit más fizikai, biológiai, kémiai eljárásokkal ártalmatlanítják, illetve lerakják.

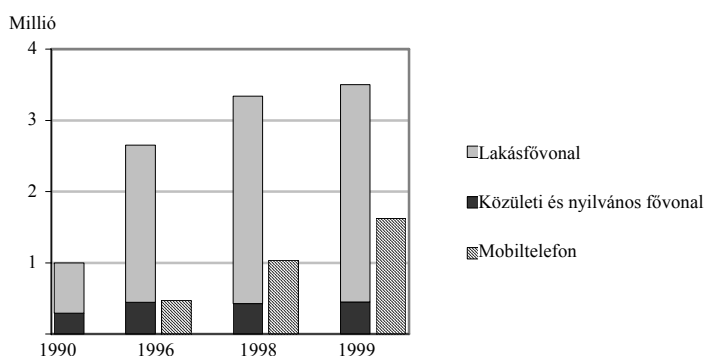
A keletkezett veszélyes hulladék mennyisége a kilencvenes években mintegy 18 százalékkal csökkent, 1998-ban 3630 ezer tonna volt.

A zaj- és rezgésterhelések túlnyomó többségéért a közlekedés felelős. Becslések szerint a lakosság közel 40 százaléka él olyan területen, ahol a közlekedésből származó zaj nagyobb a kívánatosnál. A zajterhelési határértékek túllépése helyenként eléri a 20 decibelt is.

ADATOK AZ INFRASTRUKTÚRÁRÓL. A vezetékes távközlést a hálózat mérséklődő ütemű gyarapodása jellemezte az évtized második felében. 1999 végén összesen 3,6 millió bekapcsolt fővonal működött, 6,5 százalékkal több az egy évvel korábbinál és kétharmadával több az 1995. évinél (az 1990. évinek 3,6-szerese). 1999-ben 100 lakosra 36 fővonal jutott, míg 1998-ban 34, 1995-ben 21, 1990-ben 10. 1998-ban a közép-magyarországi régióban 44 (ezen belül Budapesten 50) fővonal jutott 100 lakosra, míg a dunántúli régiókban 31–33, az alföldi és az észak-magyarországi régiókban 26–30.

A mobilhálózatban üzemben levő készülékek száma az év végén 1,6 milliót tett ki. Egy év alatt ez 57 százalékos bővülést jelent; 1995-höz képest a növekedés 6-szoros. 100 lakosra 16 mobilkészülék jutott 1999-ben, míg 1998-ban 10, 1995-ben 3.

2. ábra. Telefonvonalak



Az ország számítástechnikai eszközökkel való ellátottsága, amennyire ez megítélhető, jelentősen elmarad az e területen élen járó országokétól.

A kilencvenes években gyors ütemben fejlődött a vezetékes gázellátás. A csőhálózat hossza megháromszorozódott 1990 óta, a vezetékes gázt fogyasztó háztartások száma több mint egy millióval, 2,7 millióra – az összes háztartás mintegy kétharmadára – emelkedett.

A vezetékes vízzel ellátott települések aránya meghaladja a 99 százalékot. A háztartások kilenczete be van kapcsolva a közüzemi vízellátásba. Az egy kilométer vízvezeték-hálózatra jutó szennyvíz-csatorna hossza 342 méter. (Ez a mutató 1990-ben 228 méter volt.) A közcsatorna-hálózatba bekapcsolt lakások száma nem éri el a 2 milliót, azaz a lakott lakások kevesebb mint fele (47–48%) van bekötve a közcsatorna-hálózatba. A közüzemi szennyvíztisztításba a népesség egyharmada van bekapcsolva, ami felét sem éri el a nyugat-európai országok többségében mért arányszámnak.

## ÉLETKÖRÜLMÉNYEK

A gazdaság élénkülésével párhuzamosan 1999-ben folytatódott a munkaerőpiac élénkülése: 3,1 százalékkal növekedett a foglalkoztatottak és 9 százalékkal csökkent a munkanélküliek száma az egy évvel korábbihoz képest.



A foglalkoztatottak száma legdinamikusabban (4,2 százalékkal) a szolgáltatások területén emelkedett az egy évvel azelőttihez képest. Az iparban 2,5 százalékos létszám-bővülés következett be, míg a mezőgazdaságban csökkent a létszám.

A részmunkaidőben foglalkoztatottak aránya 6,1 százalék (a nők körében 9,3 százalék) volt, ami növekedés a korábbi évekhez képest, de még így is lényegesen elmarad a nyugat-európai arányoktól (1998-ban az Európai Unió tagországaiban a foglalkoztatottak 17,4 százaléka, ezen belül a nők 33,1 százaléka dolgozott részmunkaidőben).

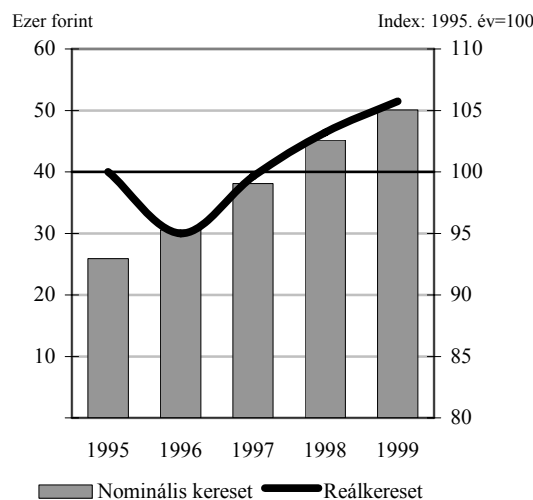
**MUNKANÉLKÜLISÉG.** A munkanélküliek száma 1993 óta folyamatosan mérséklődik. 1999-ben a munkaerő-felmérés szerinti munkanélküliségi ráta 7 százalékra csökkent.

A munkanélküliek közel fele egy éve vagy régebben nem tud elhelyezkedni, további 16 százalékuk több mint 6 hónapja keres sikertelenül munkát. A tartós munkanélküliség a fiatal munkanélkülieket is sújtja.

A foglalkoztatottság és a munkanélküliség alakulása az ország keleti és nyugati felének eltérő gazdasági fejlettségével is összefügg. 1999-ben a Nyugat-Dunántúlon az aktivitási arány – a 15–74 évesek 53,1 százalékos átlagos évi értékén belül – 58,3, a munkanélküliségi ráta 4,4 százalék volt, Észak-Magyarországot 48,1, illetve 11,5 százalékos mutató jellemezte.

**BÉREK, KERESETEK.** A háztartások jövedelmének jelentős része, 1998-ban körülbelül 45 százaléka a keresetekből származott. A foglalkoztatottak bruttó keresete egy év alatt 16,1 százalékkal emelkedett, 1995-höz képest majdnem kétszeresére nőtt. Az 1999. évi keresetemelkedésben szerepet játszott, hogy a magasabb keresetű szellemi foglalkozásúak aránya növekedett az összlétszámon belül. A szellemi munkakörben dolgozók átlagkeresete 16,2 százalékkal, 107 ezer forintra, a fizikai munkakörben dolgozóké 15,1 százalékkal, 55 ezer forintra nőtt. Nemzetgazdasági szinten a szellemi foglalkozásúak keresete évek óta gyorsabban emelkedett, mint a fizikaiaké, így bruttó kereseti előnyük több mint 90 százalék az 1995. évi 79 százalékkal szemben.

3. ábra. A havi nettó átlagkeresetek



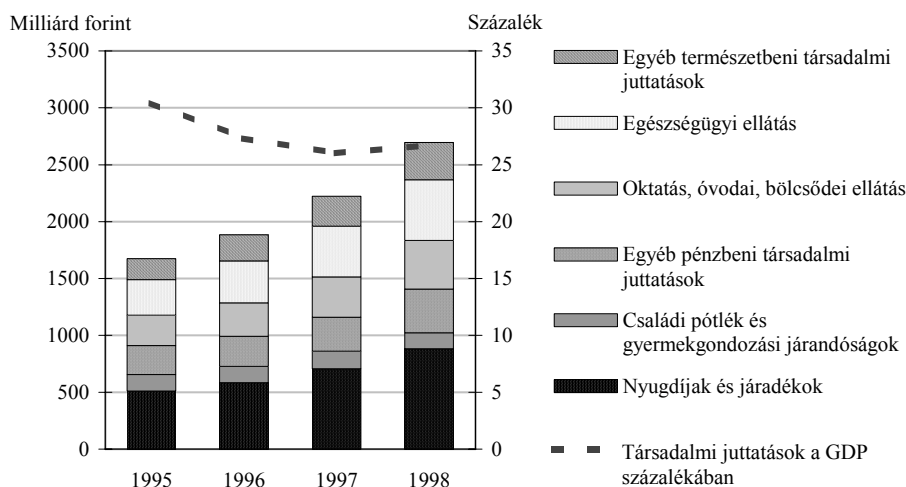
A keresetek alakulása szempontjából jelentős differenciáló tényező az eltérő szintű iskolai végzettség. 1999-ben az egyetemi végzettségűek 3,5-szer annyit kerestek, mint a legfeljebb általános iskolát végzettek.<sup>1</sup> A kereseti különbségek a versenyszférában és a költségvetési intézményeknél az iskolai végzettség minden szintjén számottevőek, a versenyszférában dolgozók előnye a végzettségi szint emelkedésével növekvő.

1999-ben a gyermekkedvezmény nélkül számított nettó nominális átlagkereset 50 100 forint volt, 12,7 százalékkal több mint 1998-ban. A keresetek reálértéke így egy év alatt – az előző évekhez képest lassuló ütemben – 2,5 százalékkal emelkedett.<sup>2</sup> A reálkeresetek 1995-höz képest 5,8 százalékkal növekedtek.

Azokban az ágazatokban, ahol 1995 és 1999 között csökkentek a reálkeresetek, azok színvonala is a nemzetgazdasági átlag alatt van, míg ahol az átlagosnál nagyobb mértékben nőttek, ott a kereseti színvonal átlagos vagy a fölötti. Az ágazatok sorrendjében figyelemre méltóan előre került a közigazgatás, a védelem, ami döntően a honvédségi bérek rendezésével függ össze.

TÁRSADALMI JÖVEDELMEK. A lakosság jövedelmének több mint egyharmada társadalmi jövedelem. A társadalmi jövedelmek reálértéke a korábbi csökkenést követően 1997-ben stagnált, 1998-ban – és előzetes számítások szerint 1999-ben is – emelkedett. A társadalmi juttatások legfőbb tételei a nyugdíj és az egészségügyi kiadások.

4. ábra. Társadalmi jövedelmek

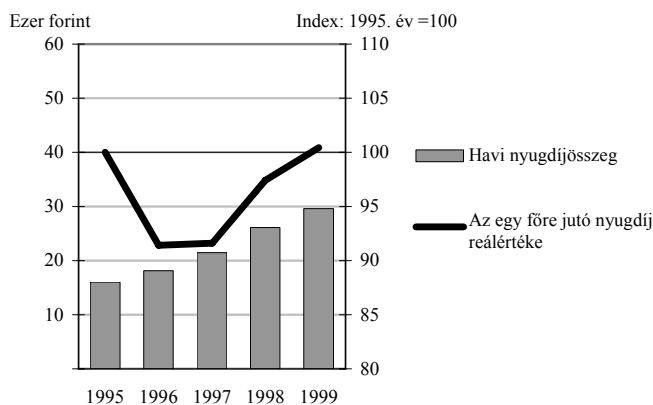


NYUGELLÁTÁS. Évtizedek óta először nem emelkedett a nyugdíjban, nyugdíjszerű ellátásban részesülők száma, amely 1999-ben az előző évinél 10 ezerrel kevesebb, 3 millió 141 ezer volt. 1999-ben nyugdíjakra, nyugdíjszerű ellátásokra 1,1 billió (1100 milliárd) forintot fizettek ki, az előző évhez képest nominálisan 128 milliárd forinttal (13 százalékkal) többet.

<sup>1</sup> Lásd: Egyéni kereseti felvétel Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ. Budapest. 1999.

<sup>2</sup> Ha az 1999-ben bevezetett gyermekek után járó adókedvezményt is a keresetbe számítjuk, becslések szerint közel két százalékponttal magasabb reálkereset-növekedés adódik. Mivel ez a családi támogatások egyik formája, a hatás értékelésekor már a családok rendelkezésre álló jövedelmével kell számolnunk, így több tényezőt is figyelembe kell venni, többek között azt, hogy az egy gyermekekre jutó családi pótlék nominális összege nem emelkedett.

5. ábra. Az egy főre jutó nyugdíj alakulása

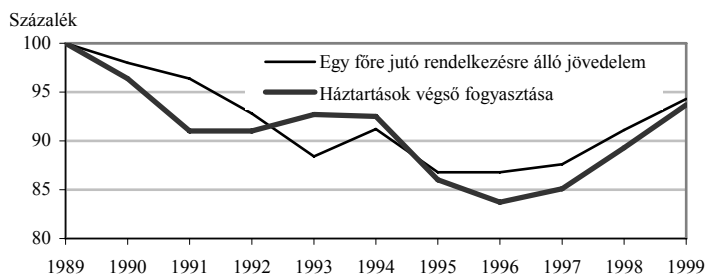


Az egy főre jutó ellátás havi átlagos összege 1999-ben 29 600 forint volt, az 1998. évi 26 100 forinttal szemben, ami nominálértéken 13,4 százalékos, reálértéken 3,1 százalékos növekedés. Az átlagos ellátás a teljes munkaidőben foglalkoztatottak nettó havi átlagkeresetének 59 százalékát teszi ki az 1995. évi 62 százalékkal szemben.

**GYERMEKNEVELÉST SEGÍTŐ TÁRSADALMI JÖVEDELMEK.** Családi pótlékra 1998-ban 120 milliárd forintot fordítottak, 14 százalékkal többet, mint egy évvel azelőtt. Az ellátás jogszabályban meghatározott havi összege 1998 májusa óta nem változott. 1999. januártól viszont bevezették a családi jövedelemadó kedvezményt. A családi pótlék és az adókedvezmény együttes összege a nettó kereset 13 százalékának felelt meg 1999-ben. (A nyolcvanas évek végén a családi pótlék összege meghaladta a nettó kereset 20 százalékát.)

A rendszeres, havonta folyósított gyermekgondozási támogatások összege az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegével azonos (1999-ben 15 350 forint). A gyesen lévőek száma jelentősen – 1995-höz viszonyítva a kétszeresére – emelkedett. A növekedést az magyarázza, hogy ez a forma változatlanul megmaradt, míg a gyermekgondozási díjat az 1996. április 15-e után születetteknek nem lehetett igénybe venni. 1998-ban a szülőképes korú nők 9 százaléka vette igénybe a gyest.

**JÖVEDELEM, FOGYASZTÁS.** A kilencvenes évek utolsó harmadára a lakosság életszínvonal-csökkenése megállt. A reáljövedelmek és a fogyasztás 1997–1998-tól emelkedett, és ez 1999-ben is folytatódott.

6. ábra. A jövedelem és a fogyasztás alakulása  
(Index: 1989. év = 100)

1999-ben a jövedelem mintegy 45 százalékát kitevő kereset és további nyolcadát jelentő nyugdíj reálértéke mintegy 3 százalékkal emelkedett. A központi költségvetésből a társadalombiztosítás közreműködésével folyósított ellátások volumene ezt meghaladóan nőtt. A növekedés a családi támogatások esetében nagyobb volt az átlagosnál, ugyanakkor a jövedelempótló és jövedelemkiegészítő ellátások összehasonlító áron számítva csökkentek.

A háztartások feljegyzései szerint a folyó fogyasztási kiadások korábbiaknál kisebb hányadát kötötte le az élelmiszer, többet költöttek ugyanakkor lakásfenntartásra és szolgáltatásokra. A szolgáltatások közül főként a közlekedési és a telefontal kapcsolatos kiadások emelkedtek.

1. tábla

*A háztartások fogyasztásának szerkezete*  
(százalék)

Fogyasztási tételek	1995.	1998.	1999.
	évben		
Élelmiszerek	39	36	33
Lakásfenntartás	19	21	22
Egyéb kiadás	42	44	45
Ebből:			
közlekedés, hírközlés	8	12	13
ezen belül telefon	2	4	5
<i>Folyó fogyasztási kiadás összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

*Megjegyzés.* Tartós fogyasztási cikkek nélkül.

A lakosság átlagos napi tápanyagfogyasztása mennyiségileg meghaladja a tudományosan számítottat, és összetétele is eltér attól. Az elfogyasztott fehérjemennyiség valamivel magasabb az ajánlottnál. A legnagyobb az eltérés a napi zsírfogyasztásban, amely több mint másfélszerese az optimálisnak.

2. tábla

*Élelmiszerek egy főre jutó hazai fogyasztása*

Élelmiszerek (kilogramm, darab)	1990.	1995.	1997.	1998.
	évben			
Húsfélék összesen	73	63	59	62
Hal	2,7	2,7	2,7	2,8
Tej és tejtermékek	170	133	158	152
Tojás	389	300	269	269
Zsiradékok összesen	39	37	37	37
Burgonya	61	61	66	68
Cukor	38	38	40	43
Zöldség, főzelék, gyümölcs	156	150	161	164

*Megjegyzés.* Az élelmiszermérlegek alapján.

Az évtized közepéig – a burgonya és a cukor kivételével – szinte valamennyi alapvető élelmiszer fogyasztása csökkent. Ebben jelentős volt a szerepe a reáljövedelmek csökkenésének és az árviszonyoknak. 1997–1998-ban a tendenciák a lakosság egészét tekintve megfordultak.

A legalacsonyabb jövedelműek is jelentősen növelték fogyasztásukat húsból, zöldségből és gyümölcsfélékből. A legalacsonyabb és a legmagasabb jövedelmű rétegek fogyasztása közötti különbség a vizsgált időszakban az élelmiszerek többségében kissé mérséklődött.

A HÁZTARTÁSOK FELSZERELTSÉGE. A kilencvenes években a háztartások gyarapodását jelző tartós fogyasztási cikkek vásárlása – összehasonlítva áron – hullámzóan alakult, de az összefogyasztás jelentős visszaesése ellenére túlnyomórészt az 1990-es szint fölött volt.

3. tábla

*Tartós fogyasztási cikkek száz háztartásra jutó állománya*

Cikkek (darab)	1995.	1998.	1999.
	évben		
Személygépkocsi	35	37	40
Színes tévé	83	95	100
Video	33	44	47
Számítógép	6	9	11

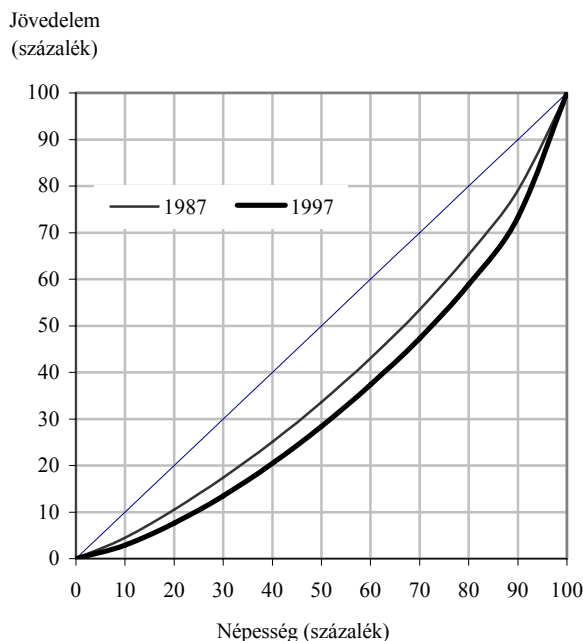
A háztartásokban levő tartós fogyasztási cikkek állománya jelentősen nőtt. A hagyományos háztartási gépek egy részéből a piac telítődött – tűzhely, mosógép, kerékpár, rádió, televízió stb. –, és a kínálat növekedésével fokozódott az érdeklődés a technikailag új, korszerűbb termékek iránt. A felszereltség valamennyi társadalmi csoportban javult, jelentős a különbség a jómódúak és az alacsony jövedelműek készülékeinek minőségében.

JÖVEDELMI KÜLÖNBSÉGEK. Magyarországon a legalacsonyabb és a legmagasabb jövedelmi tízedhez tartozó háztartások közötti különbség a kilencvenes évtized közepére gyors növekedés után mintegy 7,5-szeres lett. Ezen belül Budapest és a vidék erősebben elkülönült, és a mutató értéke a fővárosban tízszeresre, a községekben 5,9-szeresre emelkedett. Az egyenlőtlenség 1995 után – a háztartási költségvetési felvétel korrigálatlan adatai szerint – mérsékeltebb ütemben tovább nőtt (1997-re mintegy 9-szeresre). Az alacsony jövedelmű rétegek összes jövedelemből való részesedése egyre kevesebb, a magas jövedelműeké egyre több lett, míg a középrétegeké alig változott az elmúlt évek során.

Az 1995–1999-es időszakban a legalsó decilisben csökkent a munkajövedelmek, és nőtt a társadalmi jövedelmek súlya. A jövedelemegyenlőtlenséget mérséklő társadalmi jövedelmek – nyugdíjak, gyermekneveléssel kapcsolatos juttatások stb. – értékállósága korábban gyengébb volt, mint a munkajövedelmeké, de 1998–1999-ben reálértékük összességében az átlagnál jobban nőtt. 1999-ben a legalacsonyabb jövedelmű réteg összes jövedelmének több mint felét a társadalmi jövedelmek tették ki, míg a legmagasabb jövedelműek esetében ennek aránya 20 százalék körüli volt.

A kialakult jövedelmi különbségek hasonlóak, mint az Európai Unió 13 tagországában, ahol átlagosan 9,2-szeresek.

7. ábra. Az egy főre jutó személyes nettó jövedelem koncentrációja



**LAKÁSHELYZET, LAKÁSÉPÍTÉS.** Az 1996–1999. években 96 ezer új lakás épült Magyarországon, 4 százalékkal több, mint a megelőző négy évben. Ezzel szemben mintegy 24 ezer lakás szűnt meg, ami 16,6 százalékkal haladta meg az 1992–1995. éveikét. A tiszta lakásszaporulat a két időszakban azonos volt.

A kilencvenes évek második felében az új lakásépítések számának alakulását a kormányintézkedések alapvetően befolyásolták. Az 1995-től fellendült lakásépítési kedvet 1997-től stagnálás, majd csökkenés követte. 1998-ban 20 300, 1999-ben 19 300 felépített lakás használatbavételére adtak engedélyt az építésügyi hatóságok, ami 1950 óta a legalacsonyabb érték. (Tízezer lakosra számítva 19 új lakás jutott, ugyanez a mutató 1996-ban még 28 volt.) Az 1999-ben kiadott lakásépítési engedélyek száma (30 600) 58,5 százalékkal haladta meg az elmúlt évi lakásépítést.

Az 1999-ben felépített lakások átlagos alapterülete elérte a száz négyzetmétert. A dunántúli régiókban az átlagnál nagyobb, míg az ország keleti részében kisebb lakások épültek. A legtöbb lakás továbbra is házilagos kivitelezésben épült, de arányuk csökkent.

Az ország lakásállománya meghaladta a 4 milliót. A laksűrűség hasonló, mint számos gazdaságilag fejlett európai országban.

**A NÉPESSÉG EGÉSZSÉGI ÁLLAPOTA.** Magyarországon a fiú újszülöttek 66,1, a lányok 75,2 év megélésére számíthatnak. A mutató értéke a kilencvenes évek első harmadában csökkent, majd javult. 1998-ban a férfiak életésélyei ismét romlottak az előző évhez képest. Az életkilátások országon belül eltérők. A Nyugat-Dunántúlon és a Közép-Magyarországon élők számíthatnak a leghosszabb, az Észak-Alföldön lakók a legrövidebb életre.

A magyar nők átlagosan 9 évvel hosszabb életre számíthatnak mint a férfiak. Az EU-tagországokban élő férfiak életésélyei átlagosan 8, a nőké 5,4 évvel jobbak, a nemek

közötti különbség kisebb, mint nálunk. A magyarországi férfiak születéskor várható átlagos élettartama hasonló a litvániaihoz és a törökországihoz, a nőké a bosznia-hercegovinaihoz és az albánhoz.

A pszichiátriai gondozókban nyilvántartottak száma az 1990. évi 128 000 főről 1998-ra 131 200 főre nőtt. Az évtized közepén a gondozottak száma még 10 százalékkal haladta meg az évtized elejét, majd az emelkedést 1996-tól csökkenés váltotta fel.

Napi rendszerességgel a férfiak 22, illetve a nők 3 százaléka fogyasztott alkoholt. Az egy főre jutó szeszesital-fogyasztás – tiszta alkoholban számolva – évek óta mintegy 10 liter. A lakosság szeszes italra költi az élelmiszerekre és élvezeti cikkekre fordított összeg mintegy ötödét.

1999-ben 3329-en vetettek véget önkezüikkel életüknek, 82 fővel többen, mint a megelőző évben, de 109 fővel kevesebben, mint 1996-ban. Százezer lakosra 33 öngyilkosság jutott. E területen az európai országok között Magyarország – a WHO adatai szerint – 1995-től 1998-ig minden évben a hetedik helyen állt.

ISKOLÁZOTTSÁG, OKTATÁS. Napjainkban minden 7. férfi és 9. nő felsőfokú végzettségű. Magyarország a közép- és felsőfokú végzettséggel rendelkező 25-64 éves népesség aránya alapján 20 európai OECD-ország között a 12. helyen áll.

A nappali tagozatokon az 1999/2000-es tanévben 2 millió 47 ezer fiatal tanul, az érintett korosztály (a 3–22 éves népesség) 76 százaléka.

A végzett 114 ezer nyolcadikos 96 százaléka nappali tagozaton továbbtanul. Az arány évek óta tartó romlása megállt, és csaknem azonos az egy évvel azelőttivel. A végzettek egyre nagyobb hányada (71%) érettségét adó középiskolákban folytatja tanulmányait. A tanköteles korból kikerülők közül 5-6 ezer fiatal – a csökkenő létszámú korosztály 5 százaléka – a tankötelesség ideje alatt továbbra sem végzi el a 8. osztályt.

Az 1999/2000. tanévben 508 ezer fiatal tanul a középfokú intézmények nappali tagozatán, valamivel kevesebb az előző évinél. A korosztály évről évre csökkenő létszámából a középiskolások száma és aránya nő. A csaknem 387 ezer középiskolás 10 ezer fős növekedést jelent. A középiskolások 38 százaléka gimnáziumban, 62 százaléka szakközépiskolában tanul. Egyre népszerűbb az érettségire épülő középfokú képzés, jelenleg 51 ezren tanulnak ebben a formában. 1999-ben nappali tagozaton csaknem 74 ezren érettségiztek sikeresen, és 28 ezren tettek technikai és egyéb érettségihez kötött szakmai vizsgát.

Szaktanulmánytervező iskolába 110 ezer fiatal iratkozott be, 10 ezerrel kevesebb, mint egy évvel korábban. 1999-ben 36 ezren tettek sikeres szaktanulmánytervező-, illetve szakmai vizsgát. A szakiskolák tanulói létszáma tovább csökkent, a jelenlegi 7500-as létszám 89 százaléka a tavalyinak. Szakmai képesítést közel két és félezren szereztek.

A felsőoktatási intézmények nappali tagozatára 85 ezer fiatal jelentkezett, akiknek 52 százalékát vették fel. Az egyetemek, főiskolák nappali tagozatán 172 ezren tanulnak, 8 ezerrel többen, mint egy évvel korábban. Oklevelet 1999-ben megközelítően 27 ezren szereztek, 2 ezerrel többen az 1998. évinél. A felsőfokú intézményekben tanulók aránya a 18-22 évesekből csak lassan emelkedik, mivel az érintett korcsoport létszáma is nőtt. A nappali tagozaton tanulók aránya az elmúlt tanévben 17,4 százalék volt, ami jelentősen elmaradt az OECD-országok zömétől.

A költségvetés oktatási kiadásainak a bruttó hazai termékhez viszonyított aránya 1992-től 1996-ig csökkent, azóta 5 százalék körüli. A korábban nemzetközi összehasonlításban kedvező magyar arány 1995-re az OECD-országok átlaga (5,9%) alá csökkent.

Az óvodák és az általános iskolák több mint 90 százaléka, a középfokú iskolák közel négyötöde önkormányzati.

**KÖNYV, KULTÚRA.** A költségvetés kulturális kiadásainak összege 1998-ban 70 milliárd forintra nőtt, részesedése a bruttó hazai termékből nem változott (0,7%).

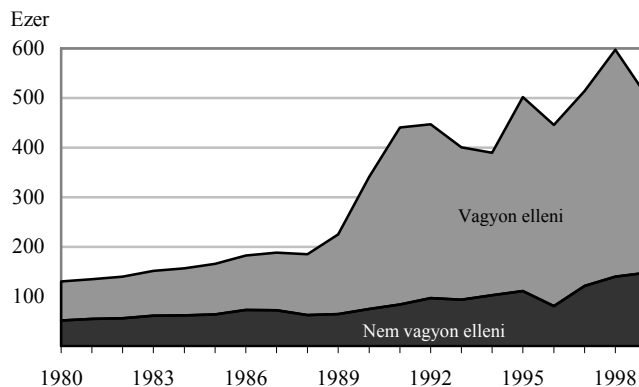
A könyvkiadásra a kiadott művek számának növekedése és a példányszámok csökkenése volt jellemző. 1999-ben 9731 könyvet adtak ki közel 45 millió példányban. 1998-ban a könyvforgalom 28 százaléka ismeretterjesztő irodalom, melyet a közoktatási tankönyvek követnek. A szépirodalmi jellegű művek forgalmának – becslések szerint – negyede a minőségi szépirodalmi művekből, a többi lektúr jellegű könyvek eladásából származott. A kiadott szépirodalom fele magyar szerző műve, részesedésük a példányszámból az egy műre jutó alacsony megjelenési példányszám miatt mintegy 27 százalék.

A kulturális kiadások és az időmérleg adatai szerint a szabadidő eltöltésében vezet a televízió. Az előfizetők száma 1996-tól 1998-ig nőtt, 1999-ben csökkent.

Moziba, színházba a lakosság egyre kisebb hányada jár. A mozik száma az évtized eleji nagymérvű csökkenés után az utóbbi években kissé emelkedett, és meghaladja a 600-at. 1999-ben a települések egytizedében volt mozi. Az újonnan bemutatott filmek többsége amerikai, az európai filmek közül a francia alkotások száma jelentős. Évről évre kevesebb azonban a magyar film, és nézettségük csökken. 1999-ben 45 színház tartott rendszeresen előadást az országban, a színházi előadások száma átlagosan 11–12 ezer. A nézők száma közel 4 millió volt, az előző évhez képest mérséklődött. A színház- és mozilátogatás is a fővárosban a legintenzívebb.

**KÖZBIZTONSÁG, IGAZSÁGSZOLGÁLTATÁS.** Az ismertté vált bűncselekmények száma a bűnözés intenzitásának és mennyiségének jelentős emelkedését jelzi 1980 és 1999 között. Az időszak alatt a bűnözés összetétele módosult.

8. ábra. Ismertté vált bűncselekmények számának alakulása



A vagyon elleni bűncselekmények aránya a korábbi 60 százalékos körüli értékről 70 százalékos fölé emelkedett, megközelítve – és 1991-ben meghaladva – a 80 százalékos értéket. A bűnözés mennyiségi növekedésének sajátos vonása a halmazati bűnelkövetés gyakoribbá válása. (Száz elkövetőre 1980-ban 125, 1990-ben 136, 1998-ban 225 és 1999-ben 189 bűncselekmény jutott.) 1999-ben 505 700 bűncselekmény vált ismertté, 16 százalékkal kevesebb az egy évvel korábinál, és valamivel (1 százalékkal) több az 1995. évinél.



## GAZDASÁG

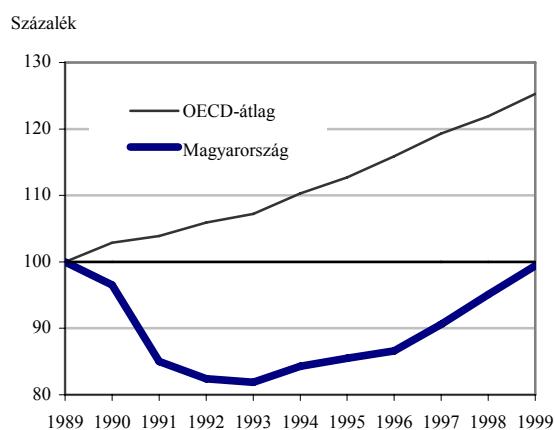
GAZDASÁGI NÖVEKEDÉS, GAZDASÁGI FEJLETTSÉG. A bruttó hazai termék (GDP) 1999-ben 16 százalékkal volt magasabb, mint négy évvel korábban. Az időszakon belül minden évben emelkedett a GDP. 1997 és 1999 között dinamikus fejlődés jellemezte a gazdaságot.

4. tábla

A bruttó hazai termék (GDP) alakulása 1996–1999-ben

Ország, országocsoport	1996.	1997.	1998.	1999.	Növekedés négy év alatt
	évi növekedés az előző évhez képest (százalék)				
Európai Unió	1,5	2,4	2,7	2,1	9,0
OECD	3,2	3,1	1,9	2,8	11,4
CEFTA	4,7	2,3	1,4	2,0	10,7
Magyarország	1,3	4,6	4,9	4,5	16,2

A kép teljességéhez azonban hozzátartozik, hogy 1989 és 1999 között az OECD-országokban 25 százalékkal, az Európai Unió tagországaiban 21 százalékkal nőtt a GDP, vagyis a gazdasági fejlettség szintjében az évtized elején Magyarország rovására mutatkozó különbség tovább nőtt.

9. ábra. A bruttó hazai termék alakulása  
(Index: 1989. év=100)

A GDP belföldi felhasználásának legnagyobb tétele a lakossági fogyasztás, az utóbbi években mutatkozó lassú növekedés ellenére 1999-ben még mindig 7 százalékkal alacsonyabb, mint tíz évvel korábban volt. Az export mellett az állóeszköz-felhalmozás is hozzájárult ahhoz, hogy a gazdaság az 1993-as mélypont után növekedésnek indult. Az állóeszköz-felhalmozás 1999-ben 25 százalékkal haladta meg a tíz évvel korábbi szintet.

A magyar gazdaság fejlődése nemzetközi mércével mérve is jelentős volt. A négy év alatt elért növekedés az OECD-országok átlagának a másfélszerese, az EU tagországaiban mért átlagnak pedig az 1,8-szerese.

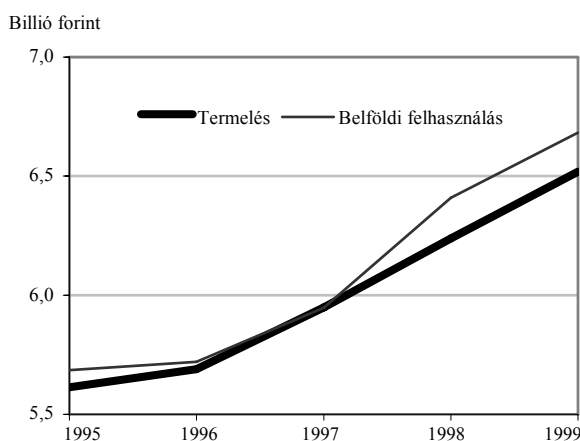
A magyar gazdaság fejlettségi szintjét az egy lakosra jutó GDP alapján felállított ország-sorrend érzékelteti. Magyarországon az egy lakosra jutó GDP vásárlóerő-paritáson számított értéke 1998-ban 10 288 dollár volt. (Ugyanez az adat hivatalos árfolyamon átszámítva 4651 dollárt tett ki.) A magyar gazdaság fejlettségi szintje 1998-ban alig több mint harmada (34%) az Egyesült Államokénak, a gazdaságilag fejlett európai országok többségének pedig 40-50 százalékát teszi ki. Kissé kedvezőbb Magyarország helyzete a dél-európai országokhoz hasonlítva: hazánkban az egy lakosra jutó GDP a spanyol adat 60 százalékát, a portugálnak 65 százalékát, Görögország megfelelő adatának pedig 73 százalékát érte el 1998-ban. Csehország a fejlettségi rangsorban közvetlenül Magyarország előtt áll (13 011 dollárral), Lengyelország pedig kettővel mögötte (7687 dollárral).

Az utóbbi években egyre nagyobb az érdeklődés a GDP mellett a bruttó nemzeti jövedelem (Gross National Income – GNI) alakulása iránt. E mutató – a GDP-vel ellentétben – nem tekinti a nemzeti gazdaság jövedelmének a külföldi tőke által létrehozott tulajdonosi jövedelmeket, még akkor sem, ha ezeket nem viszik ki az országból, hanem visszaforgatják a termelésbe. 1998-ban a GDP 11,2, a GNI 9 százalékkal haladta meg az 1995. évi szintet. A két mutató közötti éves növekedési ütemkülönbség 1997-ben volt a legnagyobb, majd 1998-ban mérséklődött.

A GDP és a GNI közötti eltérés nominális összege 1998-ban 875 milliárd forintot tett ki. Ezen belül a külfölditőke-jövedelmeknek az a része, amelyet visszaforgattak a magyar gazdaságba, 420 milliárd forint volt. A visszaforgatott tőkejövedelem aránya 1998-ig évről évre emelkedett (1996-ban 42, 1997-ben 46, 1998-ban pedig 48 százalék volt).

**A GDP FELHASZNÁLÁSA.** A belföldi felhasználás fő összetevői közül 1999-ben a bruttó állóeszköz-felhalmozás növekedési üteme mérséklődött a legnagyobb mértékben. (Az 1998. évi 13 százalékos növekedés közel a felére, 7 százalékra fékeződött le.) Néhány infrastrukturális állami beruházás elmaradása mellett az üzleti szférában is kisebb lett a beruházások növekedési üteme. Mérsékelte a beruházási keresletet, hogy 1999-ben folytatódott a lakásépítés csökkenése.

10. ábra. A GDP termelése és belföldi felhasználása  
(1995. évi áron)



A lakosság fogyasztása 4,6 százalékkal emelkedett 1999-ben. A növekedési ütem valamivel kisebb volt az előző évinél, de hosszú évek óta először fordult elő, hogy a lakosság fogyasztása a gazdaság összteljesítményével lényegében azonos mértékben emelkedett. A közösségi fogyasztás 2,2 százalékkal lett nagyobb az előző évi stagnálást követően.

Az állóeszköz-felhalmozás növekedési üteme a négyéves időszak valamennyi évében magasabb volt, mint a fogyasztásé, így módon a fogyasztás–felhalmozás aránya folyamatosan a felhalmozás javára mozdult el.

EGYENSÚLY. A gazdaság külső egyensúlyát a 5. tábla adatai illusztrálják.

5. tábla

*A külső pénzügyi egyensúly alakulása\**  
(a GDP százalékában)

Megnevezés	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.
	évben				
A külföldi nettó adósságállomány	36,6	32,4	25,8	27,4	23,3
A folyó fizetési mérleg hiánya	5,5	3,7	2,1	4,9	4,3

\*Az adatok forrása a Magyar Nemzeti Bank.

A folyó fizetések hiányának a GDP-hez mért arányszáma a gazdaságilag fejlettebb országok túlnyomó többségéhez képest Magyarországon magas.

Az ország *nettó külföldi adósságállománya* az 1995. végi 16,4 milliárd dollárról, ami akkor a GDP 36,6 százaléka volt, 1998 kivételével folyamatosan csökkenve, 1999 végén 11,3 milliárdra, a GDP 23 százalékára mérséklődött. Ezen belül a kormányzati szektor és az MNB együttes nettó adóssága ennél gyorsabban csökkent, és 1999. december végén a GDP 6,1 százalékát, 3 milliárd dollárt tett ki. A magánszektor nettó adósságállományán belül mérséklődött a hitelintézetek és nőtt a vállalkozói szektor részesedése. A vállalkozások adóssága 1999 végére a magánszektorénak háromnegyedét érte el.

Az *államháztartás*<sup>3</sup> (a központi költségvetés, a helyi önkormányzatok, az elkülönített állami pénzalapok, a társadalombiztosítási alapok együttesen) ún. GFS-rendszerű hiánya a GDP-hez mérve 1995-ben 6,6 százalék volt. 1996-ban – részben a stabilizációs intézkedések, részben a magas privatizációs bevételek közvetett hatására – az államháztartás konszolidált bruttó és elsődleges bevételeinek növekedési üteme gyorsabb volt, mint a kiadásoké, így a hiány a GDP 3,1 százalékára mérséklődött. 1997-ben az elsődleges kiadások növekedési üteme gyorsult, ami, párosulva a bevételek mérsékeltebb ütemű emelkedésével, az elsődleges egyenleg csökkenéséhez vezetett. Ehhez társult még a nettó adósságszolgálati terhek növekedése, így az államháztartási deficit a GDP 4,7 százalékára emelkedett. 1998-ban a hiány a GDP 6,6 százalékát tette ki, és az elsődleges egyenleg is deficittel zárt. Ebben jelentős szerepe volt az év végi egyszeri, rendkívüli intézkedéseknek, amelyek a Postabank Rt. és ezzel összefüggésben a Magyar Fejlesztési Bank Rt. pénzügyi helyzetének rendezésére irányultak, illetve a gázközművagyonból az önkormányzatokat megillető juttatás fedezetére szolgáló tartaléknak. Ezeket az intézkedéseket figyelmen kívül hagyva az államháztartás deficitje a GDP 4,4 százalékát tette volna ki.

<sup>3</sup> Az adatok forrása a Pénzügyminisztérium.

Az államháztartás 1999. évi hiánya növekvő bruttó hazai termék mellett annak 3,8 százalékát, az elsődleges bevételi többlete pedig a GDP 2,8 százalékát érte el. A hiány mérséklődésének megítélésénél figyelembe kell venni azonban, hogy azt részben az egyszerű bevételnövelő – megismételhetetlen – tételek, mint például a távközlés koncessziós díjai, és az ÁPV Rt. felemelt osztalékbecsítése okozta, továbbá azt, hogy a nemzetközi módszertani ajánlásoktól eltérően folyó kiadások fedezeteként számolták el a társadalombiztosítás vagyoneértékesítésből származó bevételeit. Ezek figyelembevétele nélkül a deficit meghaladta a GDP 4,8 százalékát.

A GAZDASÁG SZERKEZETE. A kilencvenes évtized első felében fő vonalaiban lezajlott a gazdaság privatizációs folyamata. 1995-ben a termelés közel kétharmad részben már magántulajdonban lévő vállalkozásokban folyt. A közösségi tulajdonban maradt egyharmadon belül jelentős hányadot képviseltek a nem piaci jellegű szolgáltatásokat nyújtó ágazatok. Ezek egy részében (igazgatás, védelem) továbbra is kizárólagos a közösségi tulajdon, más részében (oktatás, egészségügy) megmaradt a közösségi tulajdon túlsúlya. 1995-ben a hazai magántulajdonban lévő vállalkozások GDP-hez való hozzájárulása 49 százalékot, a külföldi tulajdonú vállalkozásoké pedig 14 százalékot tett ki.

Az évtized második felében a privatizáció folytatódott, de üteme természetesen lassult. Az utóbbi években a közösségi tulajdon gazdasági súlya 30 százalék körül ingadozik. A hazai magántulajdon GDP-hez való hozzájárulása 1996-ban érte el a legmagasabb szintet (54%), azóta kissé csökkent. A külföldi tulajdon gazdasági szerepe emelkedett.

6. tábla

*A hozzáadott érték tulajdonosi szektorok szerint  
(százalék)*

Szektor (pénzügyi vállalkozások nélkül)	1995.	1998.
	évben	
Közösségi	36,7	30,4
Hazai magán	49,1	50,2
Külföldi	14,2	19,4
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

*Megjegyzés.* A tulajdonosi alszektorokba sorolás a jegyzett tőkéből való többségi részesedés alapján történik.

A külföldi tőke jelenléte a gazdasági ágakban, ágazatcsoportokban nagyon eltérő. A feldolgozóipar 1998. évi hozzáadott értékének felét (49 százalékát) külföldi tulajdonosok által működtetett gazdasági egységek hozták létre. A külföldi tőke térhódítását mutatja, hogy 1995-ben ez az arány csak 33 százalékos volt.

Növekvő a külföldi tőke szerepe a kereskedelemben (1998-ban 27 százalék). A versenyszférán belül a mezőgazdaságban a legkisebb a külföldi tőke jelenléte, 1998-ban sem érte el a 3 százalékot.

Az ország összes *energiafelhasználása* – elsősorban a termelés energiaigényességének csökkenése következtében – az elmúlt évtizedben számottevően mérséklődött.<sup>4</sup> A termelési célú energiahordozó árak gyorsabban növekedtek az ipari termelői árak átlagá-

<sup>4</sup> Az adatok forrása a Gazdasági Minisztérium.

nál, a háztartási energia pedig a lakosság leggyorsabban dráguló kiadási főcsoportja. A termelési szerkezet kevésbé energiaigényes, és a gazdaságosabb energiahordozók szerepe növekedett.

A bruttó hazai termék egységére jutó energiafelhasználás tíz év alatt 21 százalékkal, évi átlagban 2,3 százalékkal csökkent, ebből 16 százalékos (évente 5-6 százalék) mérséklődés az utolsó három évben következett be. Az energiahatékonyság javulása az iparban volt a leglátványosabb. Az ipari bruttó hozzáadott érték egységére jutó energiafelhasználás tíz év alatt 48 százalékkal, ezen belül az 1997 és 1999 közötti években 30 százalékkal mérséklődött.

A *külkereskedelmi* termékforgalom negatív egyenlege 1997-ig csökkenő, azt követően emelkedő tendenciát mutat. Az 1999. évi hiány 3 milliárd dollárt tett ki, ami az éves export összegének 12 százaléka. Ez az arány az előző két évben is hasonlóan alakult, míg 1996-ban 16 százalék volt. A relatív egyensúly tehát, miután 1997-ben jelentősen javult, a továbbiakban ezen a szinten állandósult.

Az exportnak 1996-ban 36 százalékát adták a gépek és szállítóeszközök. Arányuk a következő években folyamatosan nőtt, és 1999-ben 57 százalékot tett ki. A gépexportot erős koncentrálttság jellemzi. Legnagyobb tételei a vámszabad területekről kerülnek ki, s ezek a gyors növekedésben is meghatározó szerepet játszottak. A fő felvevőpiacok a fejlett országok csoportjába tartoznak. Ebbe az országcsoportba az 1999. évi szállítások 92 százaléka irányult, amelyből az Európai Unió 84 százalékkal, ezen belül Németország 46 százalékkal részesedett.

A feldolgozott termékek 1996-ban 40 százalék feletti részét képviselték az exportnak. Ezt követően évről évre kisebb lett az arányuk, s 1999-ben valamivel 30 százalék felett volt. Ezek exportjának volumene 1999-ben 7 százalékkal haladta meg az előző évit és 37 százalékkal a három évvel korábbit. Az igen sokféle terméket magába foglaló árufőcsoport legnagyobb tételét a ruházati cikkek és öltözetkiegészítők adják. E termékkör túlnyomó része, több mint háromnegyede bér munka késztermékként hagyja el az országot.

Az élelmiszerek, italok és dohányárúk részesedése a kivitelből évek óta folyamatosan csökkent, 1996-ban 15, 1999-ben 8 százalék volt. Exportjuk volumene 1997–1998-ban – az átlagosnál ugyan mérsékeltebben, de – számottevően nőtt, 1999-ben viszont csökkent. A csökkenés az előző évihez képest 10 százalékot tett ki, ez a szint az 1996. évinél mintegy egytizedével nagyobb exportvolument jelent. A fejlett országok aránya az exportban 1999-ben meghaladta, az Európai Unióé megközelítette az 50 százalékot.

A behozatal áruszerkezeti változása szintén a gépek arányának folyamatos emelkedésével jellemezhető. Az 1996. évi 36 százalékkal szemben 1999-ben az import fele volt gép és szállítóeszköz. Ez idő – három év – alatt 2,5-szeresére nőtt a gépimport volumene, amelyen belül az utolsó évben 24 százalékot tett ki a növekedés. A legnagyobb tételek – az exporthoz hasonlóan – a vámszabad területi termeléshez kapcsolódnak. Számottevően bővült azonban a vámstatisztikai forgalom, azaz a belföldi beruházásokat, illetve a fogyasztást szolgáló gépek és járművek behozatala is. A gépek fő szállítói a fejlett országok. Részesedésük 1999-ben 82 százalék volt, amelyből az Európai Unió országaira 70 százalék jutott.

A feldolgozott termékek importon belüli aránya 1996 óta 44-ről 39 százalékra mérséklődött. Az 1999. évi import volumene 1,5-szerese volt az 1996. évinek, ezen belül az előző évihez képest 9 százalékos volt a növekedés. Az igen széles termékkörből a textil-

fonalak és szövetek, a ruházati cikkek, a vas, acél, színesfém és fémtermékek, a papír és papíráruk, valamint a gyógyszerek forgalma emelkedik ki. A textilfonalak és szövetek több mint fele bér munkaanyagként érkezik az országba. Az import közel 80 százalékát évről évre a fejlett, ebből mintegy 70 százalékát az Európai Unió országai szállították.

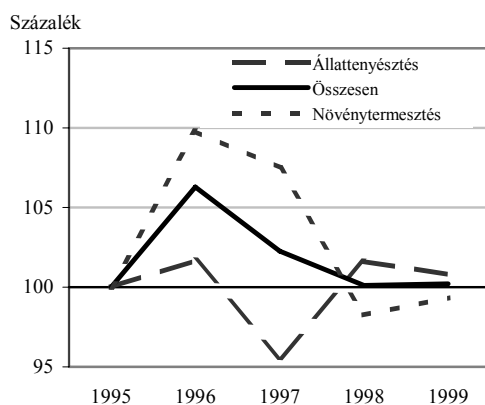
Az import harmadik legnagyobb árucsoportját az energiahordozók képviselték, bár 1996-ban még 12 százalékos részesedésük 1999-re 6 százalékra mérséklődött. E tendencia kialakulásában a volumen- és az árváltozás egyaránt szerepet játszott. Az energiaimport mintegy kétharmada Oroszországból származik. Az Európai Unió aránya 1996-ban 5 százalék körül alakult, ami 1997-től 10 százalék fölé emelkedett.

NÉHÁNY FŐBB ÁGAZAT TERMELÉSE. A mezőgazdaságban tovább folytatódott a földhasználat gazdálkodási formák szerinti átrendeződése, ezúttal az egyéni gazdálkodás súlya valamelyest csökkent, a gazdasági társaságoké pedig növekedett az egy évvel azelőttihez képest. Négy év alatt, vagyis 1995-höz képest viszont az egyéni gazdálkodás aránya nőtt (45,7 százalékról 53,6 százalékra) a szövetkezetek rovására (26 százalékról 17,5 százalékra).

A mezőgazdaság teljesítményét 1999-ben is kedvezőtlenül befolyásolta a szélsőséges időjárás. A termelés alakulásában külső és belső piaci zavarok is közrejátszottak. Az 1998 augusztusában kirobbant, elhúzódó orosz pénzügyi válság következtében az agrár-export volumene csökkent, a belső piacon egyes ágazatokban a stagnáló termelés mellett is értékesítési nehézségek léptek fel.

A mezőgazdasági termékek bruttó termelése az 1995. és az 1996. évi növekedés után 1997-ben és 1998-ban csökkent, 1999-ben az előző évi szint körül alakult. A két fő ágazat közül 1998-hoz képest a növénytermesztés teljesítménye némileg növekedett, az állattenyésztésé kissé csökkent.

11. ábra. Mezőgazdasági termékek termelése  
(Index: 1995. év=100)



A növénytermesztés volumene 1999-ben 1 százalékkal haladta meg az előző évit. A gabonatermés 11,3 millió tonna volt, 1,7 millió tonnával (13 százalékkal) kevesebb az előző évinél. Búzából – az 1998. évinél közel 40 százalékkal kisebb területről – 46 százalékkal kevesebbet, 2,6 millió tonnát takarítottak be. A búzatermés – a meglévő készletekkel együtt – nem okozott gondot a belföldi ellátásban, de a búzaexport kétharmadával

csökkent az előző évihez képest. Kukoricából ugyanakkor 7,1 millió tonnás rekordtermést takarítottak be 1999-ben, az előző évinél közel 1 millió tonnával többet.

Napraforgóból több, cukorrépából és burgonyából az 1998. évinél kevesebb termett.

1999-ben 860 ezer tonna gyümölcs termett, 21 százalékkal kevesebb az 1991 és 1995 közötti évek átlagos termésénél, de 3 százalékkal több, mint az előző évben. Zöldségfélékből az előző évinél kisebb területről 1,6 millió tonnát, az 1998. évinél 11 százalékkal kevesebbet takarítottak be. A közel 100 ezer hektár termőterületről szüretelt szőlőből előzetes számítások szerint 3,5 millió hektoliter bort állítottak elő, 19 százalékkal kevesebbet, mint 1998-ban.

Az állattenyésztés termelésének volumene csaknem 1 százalékkal csökkent 1998-hoz képest, a sertéságazat volumenének 9,6 százalékos növekedése ellenére. Az állatállomány 1998. évi átmeneti növekedése nem folytatódott. A december 1-jei adatok alapján – a juh kivételével – az állomány csökkent. Ez részben az ár- és belvíz okozta elhullás következménye, de a tartási kedv lanyhulásában a növekvő takarmányárak is szerepet játszottak. Az állomány főleg a szövetkezetekben és az egyéni gazdaságokban mérséklődött.

1999 decemberében 857 ezer szarvasmarhát tartottak, 16 ezerrel (2 százalékkal) kevesebbet, mint egy évvel korábban. A 399 ezres tehénállomány 8 ezerrel volt kisebb. 1995 óta a szarvasmarha-állomány 8, a tehénállomány 5 százalékkal csökkent. A vágómarha-termelés ez alatt 24 százalékkal mérséklődött. A tehéntejtermelés 1999-ben 2 százalékkal csökkent az előző évhez képest, de 5 százalékkal meghaladta az 1995. évit.

A sertésállomány 1999 decemberében 5,3 millió volt, míg az anyakocák száma 379 ezer. Mindkét vonatkozásban 3 százalékos volt a csökkenés az előző év decemberéhez képest. A sertésállomány az 1995. évit 303 ezerrel meghaladta. A vágósertés-termelés 1999-ben az 1995. évinél és az 1998. évinél is 17 százalékkal volt nagyobb. A túlsúlyos sertések értékesítése nehézségekbe ütközött, a nehézségeket az intervenció felvásárlás és az export enyhítette.

Az értékesítési gondok, a kedvezőtlen áralakulási folyamatok felerősödése következtében a mezőgazdasági termelés jövedelmezősége továbbra is alacsony maradt.

A mezőgazdaság, erdőgazdálkodás és halászat beruházásai 1999-ben 79,2 milliárd forintot tettek ki, volumenben 3,3 százalékkal kevesebbet, mint 1998-ban. A nemzetgazdaság összes beruházásából a mezőgazdaság 1999-ben 3,3 százalékkal részesedett.

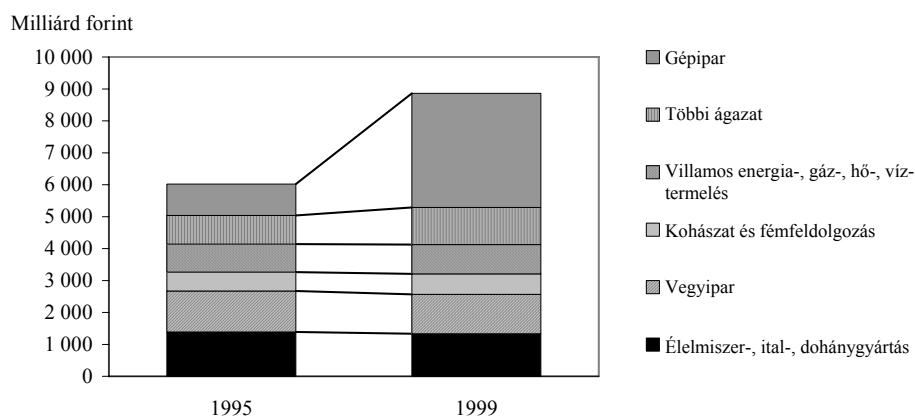
1999-ben tovább bővült az *erdőgazdaságok* tevékenysége. Az első kivitelű erdőtelepítés 8,7 ezer hektár volt, 6 százalékkal több mint 1998-ban és kétszerese az 1995. évinél. A 19 ezer hektáros erdőfelújítás az előző évinél 7 százalékkal kisebb, de az 1995. évinél 17 százalékkal nagyobb területen valósult meg. Növekedett a fakitermelés és a fafeldolgozás is. 1999-ben a bruttó fakitermelés 6,9 millió köbméter volt, 13 százalékkal több, mint 1995-ben. A nettó fakitermelés ugyanezen időszakban 27 százalékkal nőtt.

*Ipar, építőipar.* Az ipari termelés 1992 óta minden évben emelkedett, az évtized közepén mérsékeltebb, majd 1997 óta kiemelkedő mértékben. Az 1996. évi 3,4 százalékos növekedés után az 1997. évi bruttó termelés 11,1 százalékkal, az 1998. évi 12,5 százalékkal haladta meg az előző évit. 1999-ben a növekedés 10,4 százalék volt, az előző évinél ugyan kissé mérsékeltebb, azonban ez az ütem mind a közép-európai térséggel, mind a fejlett ipari országokkal összevetve igen magasnak számít. Négy év alatt az ipar teljesítménye 43 százalékkal bővült. Az 1989. évi szintet a magyar ipar 1997-ben érte el, az 1999. évi pedig azt mintegy 26-28 százalékkal haladta meg.

Az ipar hozzáadott értéke 1999-ben 8,2 százalékkal, 1996–1999-ben csaknem 45 százalékkal nőtt. Az ipar részesedése a GDP előállításában az 1995. évi 25 százalékról 1998-ban 28 százalékra emelkedett.

Az elmúlt négy évben az ipari termelés szerkezete tovább módosult a gépipar javára. 1996 és 1999 között a gépipari ágak termelése együttvéve 3,6-szeresre emelkedett, miközben a másik két nagy ipari ágazat (az élelmiszer-, valamint a vegyipar) termelése 3-4 százalékkal csökkent. Összehasonlító áron számítva a gépipar részesedése az ipari termelésből az 1995. évi 16 százalékról 1998-ig 33 százalékra, majd 1999-ben 40 százalékra nőtt, a többi ágazaté – azoké is, ahol a termelés emelkedett – csökkent, vagy legfeljebb stagnált. Az ágazati rangsorban a gépipart az élelmiszer-, ital- és dohánygyártás 15 százalékos és a vegyipar 14 százalékos aránnyal követi. A többi ágazat közül a kohászati, valamint az energetikai ágak térvesztése jelentősebb, ahol négy év alatt a termelés mindössze 8, illetve 4 százalékkal nőtt.

12. ábra. Az ipari termelés szerkezete  
(összehasonlító áron)



A gépipar szembetűnő fejlődése a külföldi tőkével működő vállalkozások tevékenységével kapcsolatos, amely új technológiák bevezetésével, versenyképes termékek előállítására irányul. Az elmúlt négy évben többszörösére bővült egyes híradástechnikai cikkek, valamint alkatrészek, számítógépek és részegységeik gyártása és ezen belül 1999. évi termelésük is másfél-kétszerese volt az előző évinek. A személygépkocsi-gyártás, -össze-szerelés és a hozzá kapcsolódó részegységek termelése 1995 és 1999 között csaknem megnégyszereződött, e téren lényeges ütemlassulás csak 1999-ben következett be. Jármű-villamossági cikkekből 1999-ben ötször annyit termeltek, mint 1995-ben és kétszerannyit, mint 1998-ban.

1999-ben a feldolgozóipar termelése az előző évhez képest 12,5 százalékkal, a bányászaté 1 százalékkal emelkedett, míg az energiaszektor teljesítménye – a mérsékelt energiagigény kapcsán – 2 százalékkal csökkent. A feldolgozóipari ágak termelésének növekedése – különösen az év első felében – rendkívül differenciált volt. Míg 1997-ben és 1998-ban csaknem valamennyi feldolgozóipari ág termelése emelkedett, 1999-ben a 14 feldolgozóipari ágazat közül ötnek csökkent vagy stagnált a termelése.



1999-ben kiemelkedően nőtt a villamosgép- és műszer-, valamint a járműgyártás (55, illetve 20 százalékkal), az átlaghoz közel esően a nagyrészt bérmunka alapon működő, ugyancsak exportorientált textília, textilárugyártás, valamint a gumi- és műanyag-termékek gyártása (több mint 9 százalékkal). Az élelmiszer-, ital- és dohánygyártás – a kivitel visszaesése ellenére, a hazai eladások bővítése révén – 2,8 százalékkal növelte termelését. A növekedés döntően a hús-, valamint a szeszesitalgyártáson alapult, mivel az orosz válság következtében megszűnt exportlehetőségek miatt több exportorientált terület teljesítménye (konzervgyártás, gyümölcs- és zöldségfeldolgozás) visszaszorult. Az előző évhez képest 3–14 százalék közötti mértékben csökkent az építőanyag-gyártás, a fafeldolgozás, a vegyianyag és -termékgyártás, valamint a kőolaj feldolgozása.

1999-ben folytatódott az a korábbi tendencia, hogy a termékek egyre nagyobb hányada került külföldre. 1995-ben az ipari értékesítés 30 százalékát, 1999-ben már csaknem felét (49%) exportálták. A kereslet szerkezete módosult, 1996–1997-ben a termelés növekedése kizárólag az exporton alapult, 1998–1999-ben a belföldi igények is növekedtek.

A belföldi eladások az 1996–1997. években 1,5, illetve 1,3 százalékkal csökkentek, amit 1998-ban 3,2, 1999-ben 1,6 százalékos növekedés követett. Négy év alatt mindössze 1,9 százalékos a keresletbővülés. 1999-ben a villamos gépek és műszerek hazai eladása 24 százalékkal bővült, ezen belül a számítógép-eladások megduplázódtak, az elektronikus eszközök értékesítése 60, a híradástechnikai fogyasztási cikkeké 70 százalékkal nőtt. E mellett figyelemre méltó az élelmiszeripar, a papír- és nyomdaipar, valamint a gumi- és műanyag termékek hazai eladásainak 6-7 százalékos emelkedése. 1999-ben a belföldi eladások egynegyedét képező fogyasztási cikkek iránt élenkült számottevőbben a kereslet (7,7 százalékkal), a továbbfelhasználásra, valamint a beruházási célra értékesített hazai előállítású javak belföldi eladása 1-2 százalékkal bővült. A belföldi eladásokban ugyancsak jelentős súlyt képviselő energetikai áruk és szolgáltatások igénybevétele csaknem 6 százalékkal csökkent. A fogyasztási cikkek közül az élelmiszeripari termékek 1999. évi belföldi eladása – az 1998. és 1999. évi jelentősebb növekedés ellenére – még mindig 4 százalékkal kisebb volt az 1995. évinél.

Az ipari beruházások összege 1999-ben 805 milliárd forint volt, 7,2 százalékkal több, mint 1998-ban. E beruházások az összes beruházás harmadát képviselték. A feldolgozóipar beruházásai – amelyek az ipari beruházások csaknem negyötödét adják – az 1996–1997. évi átlagos 12 százalékos növekedés után 1998-ban 25 százalékkal, 1999-ben 7,7 százalékkal emelkedtek. A feldolgozóipar beruházásainak háromnegyede gépberuházás, egynegyede építési jellegű. A feldolgozóipari beruházásoknak 1997-ben háromnegyedét, 1998-ban ennél is nagyobb hányadát külföldi cégek valósították meg. 1999-ben a feldolgozóipari beruházások harmada a számítástechnikát is magába foglaló villamosgép- és műszergyártásba, valamint a járműiparba koncentrált.

Az ipari termelés növekedése folyamatosan csökkenő élők munkára fordítással valósul meg. Az egy foglalkoztatottra jutó termelés 1997-ben 14, 1998-ban 12, 1999-ben 10 százalékkal múlta felül az előző évi szintet. Az adatok jelentős szóródást mutatnak: a fafeldolgozás, a kohászat és a vegyipar néhány területén a termelékenység csökkent (4–12 százalék közötti mértékben), a többi területen 0,5–34 százalékos a növekedés, ez utóbbi a villamosgép- és műszergyártáshoz kapcsolódik.

Az *építőipari termelés* 1996. második felében kezdődő növekedése 1999-ben is folytatódott. Az építőipari szervezetek termelésének 1997. évi 8,1 százalékos volumen-

emelkedését 1998-ban 15,3 százalékos növekedés követte, 1999-ben pedig további 6,4 százalékos termelésbővülés következett be az előző évhez viszonyítva. Összességében az ágazat teljesítménye 1999-ben 36 százalékkal haladta meg az 1995. évit. Valamivel lassúbb ütemben nőttek 1998-ig a nem építőipari szervezetek termelése és a lakosság építkezései. Figyelembe véve, hogy ezek együttesen az országos építési–szerelési volumenének mintegy egynegyedét biztosítják, valószínűsíthető, hogy annak növekedése négy év alatt eléri a 30 százalékot.

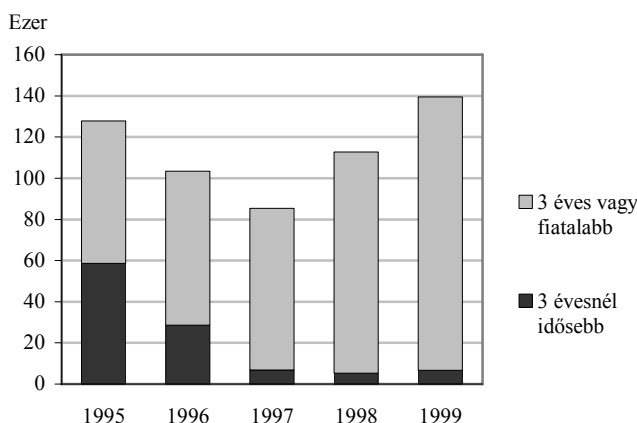
Az építőipar fejlesztésére szánt beruházások az elmúlt években az átlagosnál gyorsabban emelkedtek. Az 1999. évi összeg 47 milliárd forintot tett ki, ami volumenben az előző évit 12 százalékkal haladta meg, s a nemzetgazdasági beruházások mintegy 2 százalékát képviselte.

A szállítási ágazatba tartozó vállalkozások 1999-ben az egy évvel azelőttinél 3 százalékkal, az 1995. évinél 20 százalékkal nagyobb tömegű árut szállítottak. Árutonnan kilométerben kifejezett teljesítményük jóval mérsékeltebben, 11 százalékkal nőtt az 1995. évihez képest, ezen belül az előző évihez képest 3 százalékkal csökkent. A csökkenésben jelentős szerepet játszott a viszonylag kisebb tömegű, de hosszabb távolságú nemzetközi fuvarok – nem kis részben a balkáni háborúval összefüggő – visszaesése.

A távolsági személyszállítás utasainak száma folyamatos növekedés után 1999-ben meghaladta a 705 milliót. Ez 1 százalékkal nagyobb az előző évi és 8 százalékkal az 1995. évi utasszámnál. Az utaskilométerben kifejezett teljesítmény növekedése – az egyre hosszabb utazási távolságok folytán – gyorsabb ütemű, egy év alatt 8 százalékos, négy év alatt 19 százalékos volt. Az 1999. évi teljesítményből 46 százalékkal részesedett a közúti, 39 százalékkal a vasúti és 15 százalékkal a légi közlekedés. Az 1995. évihez képest a közúti közlekedés aránya nem módosult számottevően, míg a vasúti közlekedése valamivel kisebb, a légi közlekedése nagyobb lett.

Az ország tehergépjármű-állománya 1999. december 31-én – a különleges célú gépjárművekkel együtt – 322 ezer darabból állt, átlagéletkora 9,4 év volt.

13. ábra. Az első alkalommal forgalomba helyezett személygépkocsik száma



A személygépkocsi-állomány ugyanebben az időpontban 2,3 millió darabot tett ki, 11,6 éves átlagéletkorral. Az év folyamán első alkalommal forgalomba helyezett sze-

mélygépkocsik száma 1994 óta a legmagasabb szintet érte el 1999-ben, megközelítette a 140 ezret. Ezen belül meghatározóvá váltak a 3 éves vagy fiatalabb járművek, és viszonylag alacsony szintre csökkent a 3 évesnél idősebb járművek száma és aránya.

A szállítás és kiegészítő tevékenységei mintegy 9 százalékkal részesedtek 1999-ben a nemzetgazdaság beruházásaiból. Az ágazat beruházásainak volumene 7 százalékkal elmaradt az 1998. évtől, ami az építési beruházások csökkenésére vezethető vissza; a gépberuházások emelkedtek.

A *távközlés területén* megállapítható, hogy a telefonbeszélgetések – mind a vezetékes, mind a mobilhálózatban – a hálózat gyarapodásánál mérsékeltebben nőttek. A vezetékes hálózatból kiinduló beszélgetések száma 1999-ben 3 százalékkal haladta meg az előző évit és 45 százalékkal az 1995. évit. Ezen belül a belföldi távolsági beszélgetések növekedési üteme volt a leggyorsabb, de 1999-ben ez is lassult. A helyi beszélgetések korábbi évekre jellemző gyors növekedését 1997 óta lényegében stagnáló tendencia váltotta fel. Az összes beszélgetésnek 1995-ben 72 százaléka, 1999-ben 56 százaléka volt helyi beszélgetés. Ez idő alatt a belföldi távolsági beszélgetések aránya 26 százalékról 42 százalékra nőtt. A nemzetközi beszélgetések mindvégig 2 százalék körüli arányt képviseltek. A mobilhálózatból 1999-ben 35 százalékkal több beszélgetést kezdeményeztek, mint 1998-ban és 4,4-szeresét az 1995. évinek. A mobilbeszélgetések száma a vezetékes beszélgetéseknek 1999-ben 30 százalékát tette ki, szemben az 1998. évi 23 százalékkal és az 1995. évi 10 százalékkal.

A *kiskereskedelem* forgalma a kilencvenes években 1997-ig (egy év kivételével) folyamatosan csökkent. 1998-ban erőteljes növekedés következett be, az eladások volume-ne 12 százalékkal meghaladta az előző évit. Ezt 1999-ben további 8 százalékos növekedés követte. E két év alatti forgalombővülés nagyobb volt, mint az előző két évi csökkenés, az 1999. évi forgalom az 1995. évit 9 százalékkal meghaladta (az 1990. évi szintet azonban még nem érte el).

*Idegforgalom.* A vendégforgalom a kapacitásnál kevésbé bővült a kereskedelmi szálláshelyeken. 1999-ben 5,6 millió vendég 17,3 millió éjszakát töltött el, az utóbbi az 1998. évihez hasonló számú, az 1995. évinél 17 százalékkal több vendégéjszakát jelent. A vendégéjszakák száma 57–43 arányban oszlott meg a kül- és a belföldi vendégkör között. Az előző évihez képest ez 3 százalékpontos, az 1995. évihez képest 5 százalékpontos eltolódást jelent a belföldi vendégek forgalma javára.

A belföldiek vendégforgalma az időszak folyamán folyamatosan és jelentős mértékben nőtt. Az 1999-ben regisztrált több mint 7 millió vendégéjszaka 9 százalékkal több az egy évvel, és 34 százalékkal a négy évvel azelőttinél. A belföldiek vendégéjszakáik 53 százalékát szállodákban (25 százalékát háromcsillagos, 23 százalékát két- és egycsillagos egységekben) töltötték.

A külföldi vendégforgalom 1996–1997. évi élénkülését a következő két évben mérséklődés váltotta fel. Az 1999-ben eltöltött vendégéjszakák száma – 9,9 millió – 2 százalékkal alacsonyabb volt az egy évvel korábnál, míg az 1995. évinél 7 százalékkal magasabb. A külföldiek vendégéjszakáinak mintegy 70 százaléka a szállodákra (29 százaléka öt- és négycsillagos, 28 százaléka háromcsillagos egységekre) jutott. A szállodai vendégéjszakák száma 1998-ig – az általános tendenciától eltérően – kissé nőtt, 1999-ben viszont csökkent.

A kereskedelmi és magán szálláshelyeken a határokon regisztrált látogatóforgalomnak évről évre csak töredéke jelenik meg. 1999-ben összesen 28,8 millió külföldi látogatót

Magyarországra, 14 százalékkal kevesebb az előző évinél és 27 százalékkal kevesebb az 1995. évinél. A látogatók 73 százaléka a szomszédos országokból érkezett, közülük 19 százaléka Ausztriából.

A magyar állampolgárok külföldi utazásai 10,6 millió alkalmat tettek ki 1999-ben, 14 százalékkal kevesebbet, mint egy évvel korábban, és 19 százalékkal kevesebbet, mint 1995-ben. Az 1999. évi kiutazások közel fele az osztrák határszakaszon keresztül történt, itt az átlagosnál jóval kisebb arányú volt a csökkenés. A budapesti repülőtér forgalma mindössze 8 százalékot képviselt, viszont csaknem folyamatosan nőtt az időszak folyamán.

## PÉNZÜGYEK

A háztartások pénzvagyona<sup>5</sup> volumenét egyfelől a folyó jövedelmekből való megtakarítás, illetve a korábbi megtakarítások felhasználása, másfelől az értékpapírok árfolyamváltozása befolyásolja. A háztartások megtakarítási tranzakcióinak összege – összehasonlításon számolva – 1999-ben 220 milliárd forint volt, harmada az egy évvel azelőttinek, és kevesebb, mint a két évvel korábbi. A csökkenés feltételezhetően összefüggött a reálkamatszint mérséklődésével és a korábban elhalasztott fogyasztás pótlásával.

A háztartások nettó pénzvagyon<sup>6</sup> az 1995 végi 1,8 billió (1800 milliárd) forintról 1999 végére 5,1 billió forintra emelkedett. A pénzvagyon volumene (a fogyasztói árak változásának hatását kiszűrve) négy év alatt 62 százalékkal nőtt úgy, hogy a bruttó pénzvagyon reálértéke ennél szerényebb mértékben emelkedett, míg a tartozásállományé csökkent.

A biztosítótársaságok<sup>7</sup> által kifizetett károk és szolgáltatások összegének emelkedése a díjbevétel növekedésénél kisebb mértékű volt, 1995-höz képest közel kétszeres, összege 1999-ben 133 milliárd forintot tett ki. Ennek 16 százalékát az életbiztosítási, míg a többit a neméletbiztosítási szerződések alapján fizették ki. A biztosítótársaságok átlagában a kárhányad<sup>8</sup> az 1995. évi 50,1 százalékról 1999-ben 44,8 százalékra csökkent, de az 1997. évi 31 százalékhoz és az 1998. évi 39 százalékhoz képest emelkedett. Az emelkedés összefüggött az árvíz és belvíz okozta károkkal. A tűz- és elemi kár biztosítások kifizetései két és félszeresükre nőttek. A kárhányad a neméletbiztosításoknál 63 százalék, ezen belül a kötelező gépjárműfelelősség-biztosítás esetében 69,9 százalék, míg az életbiztosításoknál 18 százalék volt.

A biztosítási piac koncentrációját jelzi, hogy két társasággal kötötték meg a szerződések 70 százalékát, és a díjbevételek több mint háromnegyede négy biztosítótársasághoz került. Ezzel az egyes biztosítási kategóriák díjbevételeiből az életbiztosítási piac 63 százaléka három, a neméletbiztosítások 65 százaléka, a kötelező gépjárműfelelősség-biztosításokénak 70 százaléka két-két társaság kezében volt.

Az önkéntes nyugdíjpénztárak<sup>9</sup> 1994-ben, az egészség- és önszegélyező pénztárak 1995-ben kezdték meg működésüket. Taglétszámuk és vagyonuk évről évre emelkedett, 1999 végén meghaladta az 1,1 millió főt, és megközelítette a 160 milliárd forintot. A pénztári

<sup>5</sup> Az adatok forrása a Magyar Nemzeti Bank.

<sup>6</sup> A háztartások pénzvagyon-alakulásának megítélésénél figyelembe kell venni azt is, hogy a Magyar Nemzeti Bank számbavételi módszertana 1995-ben és 1997-ben is megváltozott.

<sup>7</sup> Az adatok forrása az Állami Biztosításfelügyelet.

<sup>8</sup> A kártérítések és szolgáltatások aránya a bruttó díjbevételhez képest.

<sup>9</sup> Az adatok forrása az Állami Pénztárfelügyelet.

tagság 92 százaléka és a pénztári vagyon 98 százaléka a nyugdíjpénztárakban koncentrált. A fennmaradó hányadot az önkéntes egészség- és az önszegélyező pénztárak tették ki, a létszámot tekintve fele-fele, a vagyon vonatkozásában 62-48 százalék arányban.

Az önkéntes pénztári befizetések az 1995. évi 6,6 milliárd forintról 1999-ben 53 milliárdra emelkedtek. A tagok által befizetett tagdíj 1999-ben folyó áron 4,7-szeresét tette ki az 1995. évinek. A munkáltatói hozzájárulás és a támogatók által befizetett összeg ennél gyorsabban 11, illetve 9,7-szeresére nőtt, így a befektetésekből való részesedésük jelentősen emelkedett. 1995-ben 45-46 százalékot tett ki a tagdíj és a munkáltatói hozzájárulás, 1999-ben a tagok által fizetett tagdíj aránya 27 százalékra mérséklődött, a munkáltatói hozzájárulása pedig 63 százalékra emelkedett. A támogatók által befizetett adományok, támogatások 10 százalékos arányt képviseltek.

A *magánnyugdíjpénztárak*<sup>10</sup> működési feltételei a nyugdíjrendszer átalakítása során teremtődtek meg. Az első évben a taglétszám 1,3 millió fő volt, ami 1999-ben tovább nőtt. Az év végére 2,1 millió fő, a gazdaságilag aktív népesség 49 százaléka választotta a vegyes finanszírozású nyugdíjrendszert és ezzel a magánnyugdíjpénztári tagságot. A pénztártagok 23 százalékát a 25-29, 22 százalékát a 20-24 éves korosztály alkotja. A magánnyugdíjpénztárat választók 51,9 százaléka nő, ami lényegesen nagyobb arány, mint a gazdaságilag aktív népességből való részesedésük (44,5%).

A magánnyugdíjpénztárak egyéni számlákon jóváírt tagdíja 1998-ban 32 milliárd, 1999-ben 90 milliárd forint volt. Az 1998-1999-es évek tagdíjbevételeinek gyarapodása, valamint a pénztárak eredményes befektetési tevékenysége révén vagyonértékük 1999. december végén 90 milliárd forint volt.

A magánnyugdíjpénztárak koncentráltóságát mutatja, hogy a 32 pénztár közül a 6 legnagyobb – egyenként 100 ezer főt meghaladó taglétszámmal rendelkező – pénztár tömöríti a tagok 84 százalékát és koncentrálja az egyéni számlákon jóváírt tagdíjak közel 80 százalékát.

## ÁRAK, INFLÁCIÓ

1999-ben az infláció tovább mérséklődött. Az éves áremelkedés minden megfigyelt területen kisebb volt az előző évinél, az esetek többségében egyszámjegyűvé (10 százalék alattivá) vált. Az év egészére jellemző ütemcsökkenés ellentétes éven belüli irányzatokból alakult ki. Az évközi – havi, negyedéves – megfigyelések az év elején rendre mérséklődő éves rátát rögzítettek, amit az év vége felé növekvő árindexek követtek.

*Termelői árak.* A mezőgazdasági termékek felvásárlási árai 1995 óta – évenként eltérő ütemben – több mint másfélszeresükre emelkedtek. 1997-től az éves áremelkedés számottevően mérséklődött. Az 1998. évi 3,9 százalék után az 1999. évi növekedés 1 százalékot tett ki. A növénytermesztési és kertészeti termékek felvásárlási árszínvonala 1995-höz képest 59 százalékkal növekedett, úgy, hogy az árak 1999-ben 10 százalékkal voltak magasabbak az előző évinél. Az élő állatok és állati termékek felvásárlási árai 1995-höz képest 51 százalékkal nőttek, 1998-hoz viszonyítva azonban 4,6 százalékkal csökkentek.

<sup>10</sup> Az adatok forrása az Állami Pénztárfelügyelet.

A mezőgazdasági termeléshez felhasznált iparcikkek 1999-ben 5 százalékkal drágultak a felvásárlási árak alig 1 százalékos emelkedése mellett. Az agráröllő tovább nyílt, az 1998. évinél valamelyest nagyobb mértékben.

Az ipari termelőiár-színvonal 1999-ben az előző évihez képest 5,1 százalékkal, az elmúlt négy évben 1,7-szeresére emelkedett. Az áremelkedés üteme évről évre mérséklődött. Az elmúlt évben a növekedés a belső és külső piacokon egyaránt kisebb volt, mint egy évvel korábban. A négy évvel korábbihoz viszonyítva a belföldi értékesítési árak növekedése 10 százalékponttal magasabb volt, mint az exportáraké.

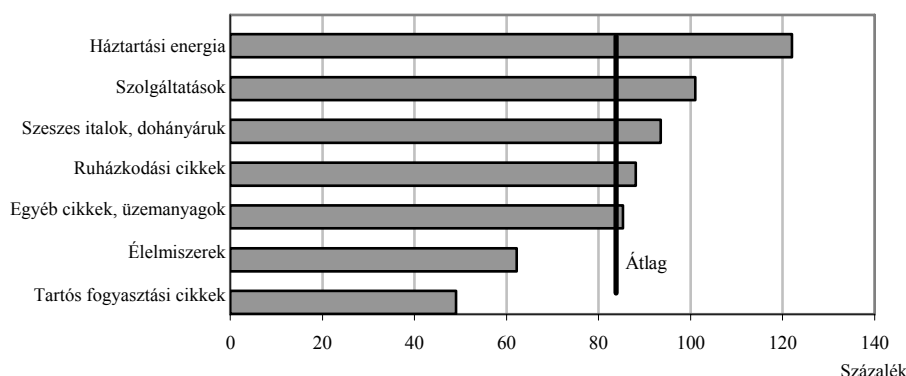
A belföldi értékesítési árak az előző évhez képest 7,1 százalékkal emelkedtek. Ezen belül az átlagot meghaladóan nőttek az árak a bányászatban (9,6%) valamint az energia-ágazatban (7,7%), míg a feldolgozóiparban kissé mérsékeltebben, 6,8 százalékkal. A legnagyobb emelkedés – a világpiacon tendenciákat követve – a vegyiparban következett be (12,8%), de jelentős volt a nemfém ásványi termékek áremelkedése is (10,4%). A textíliák, bőrtermékek, lábbeligyártó ágazatok átlagosan 9,7 százalékos áremelkedését elsősorban a textilruházati árak 15,7 százalékos növekedése okozta. A legnagyobb arányt képviselő élelmiszeripari árak lényegesen az átlag alatt, 2,7 százalékkal emelkedtek, s a növekedés tág határok között szóródott.

Az építőipari árak színvonala az elmúlt négy évben 1,8-szorosára nőtt, és 1999-ben 10,3 százalékkal haladta meg az előző évit.

*Külkereskedelmi árak.* A külkereskedelmi forgalom forintban mért árszintjének lassuló növekedése elsődlegesen a forint mérséklődő ütemű leértékelésére vezethető vissza, s csak kisebb szerepet játszott benne a devizaárszint alakulása. 1999-ben az export forintárszintje 4 százalékkal, az importé 6 százalékkal magasabb volt az előző évinél, és mindkettő mintegy 1,6-szeresét tette ki a négy évvel korábbinak. Ez idő alatt a forint leértékelődése a forgalom szempontjából meghatározó devizákkal szemben átlagosan 7–8 százalékosra, illetve 60–65 százalékosra tehető. Figyelembe véve az árfolyamváltozást, az export devizaárszintje 3, az importé 2 százalékkal mérséklődött 1999-ben az egy évvel korábbihoz képest, és némileg (1–2 százalékkal) alacsonyabb volt a négy évvel korábbinál is.

A *fogyasztói árak* emelkedése – az 1995-ös, az előző évinél közel 10 százalékponttal nagyobb növekedés után – az utolsó négy évben évente 4-5 százalékponttal mérséklődött.

14. ábra. Az 1999. évi fogyasztóiár-emelkedés az 1995. évihez képest



Az árak növekedése 1999-ben, tizenegy év után először az év első hat hónapjában egyszámjegyűvé vált. A második félév folyamán azonban havonta újra 10 százalékot meghaladó mértékben nőttek az árak az előző év azonos hónapjához viszonyítva, így éves átlagban az infláció kereken 10 százalékos lett.

Az utolsó négy év alatt a fogyasztói árak színvonala 84 százalékkal növekedett. Legnagyobb mértékben ez idő alatt a háztartási energia drágult 2,2-szeresére, míg a szolgáltatások árszínvonala kétszeresére nőtt. A tartós fogyasztási cikkek ára emelkedett a legkevésbé, nem egészen 50 százalékkal, s az élelmiszerár-emelkedés is átlag alatti volt: 62 százalék 1995 és 1999 között.

A hazai fogyasztóiár-emelkedés 1999-ben a fejlett országok inflációjánál még mindig jóval magasabb, de az átmeneti országok többségének áremelkedését is jelentősen meghaladja.

### A RÉGIÓK FEJLETTSÉGE

Az érvényes szabályozás szerint az Európai Unióban az a régió részesíthető a strukturális alapból származó támogatásban, ahol az egy főre jutó bruttó hazai termék értéke nem éri el az Unió átlagának 75 százalékát. (Ezen az alapon az Európai Unió 207 régiójából 48 részesül támogatásban.)<sup>11</sup>

EUROSTAT-SZÁMÍTÁSOK A TAGJELÖLT ORSZÁGOKRÓL. A számítások eredményei azt mutatják, hogy (Ciprust és Máltát nem számítva) a 10 tagjelölt ország 50 régiója közül 48-ban az egy főre jutó bruttó hazai termék értéke nem éri el az Unió tagországai átlagának 75 százalékát, azt csupán két régió haladja meg: Csehországban Prága mint régió 119 százalékon, valamint Szlovákiában a pozsonyi régió 96 százalékon áll.

Az 50 régióból 8 található az Európai Unió átlagának 50 és 75 százaléka közötti tartományban, ezek közül 6 a Cseh Köztársaságban van, a másik kettő Szlovénia és Közép-Magyarország. Kilenc régió az átlaghoz viszonyított 37,5 és 50 százalék közötti, 27 régió pedig a 25,0 és 37,5 százalék közötti sávban foglal helyet (itt található Magyarország 3-3 régiója is), végül négy olyan régió van – kettő Bulgáriában és kettő Lengyelországban –, amelynek eredménye nem éri el az átlag 25 százalékát.

Ha az átlag számításakor a tagországok és a tagjelölt országok együttes adatait vennénk figyelembe, akkor négy régió kerülne 75 százalék fölé, 11 lenne az 50 és 75 százalék, 16 a 37,5 és 50 százalék között, és végül 19 maradna 37,5 százalék alatt.

Bulgária kivételével általában jellemző (természetesen a négy „egyregióos” ország figyelmén kívül hagyásával), hogy viszonylag nagyok országon belül a régiók szélső értékei közötti különbségek, ennek döntő oka a főváros, és a fővárost is magába foglaló régió kiemelkedő mértéke.

AZ 1998. ÉVRE VONATKOZÓ MAGYAR SZÁMÍTÁSOK EREDMÉNYEI. A Központi Statisztikai Hivatal áprilisban publikálta a bruttó hazai termék 1998. évre vonatkozó számításának regionális eredményeit.<sup>12</sup>

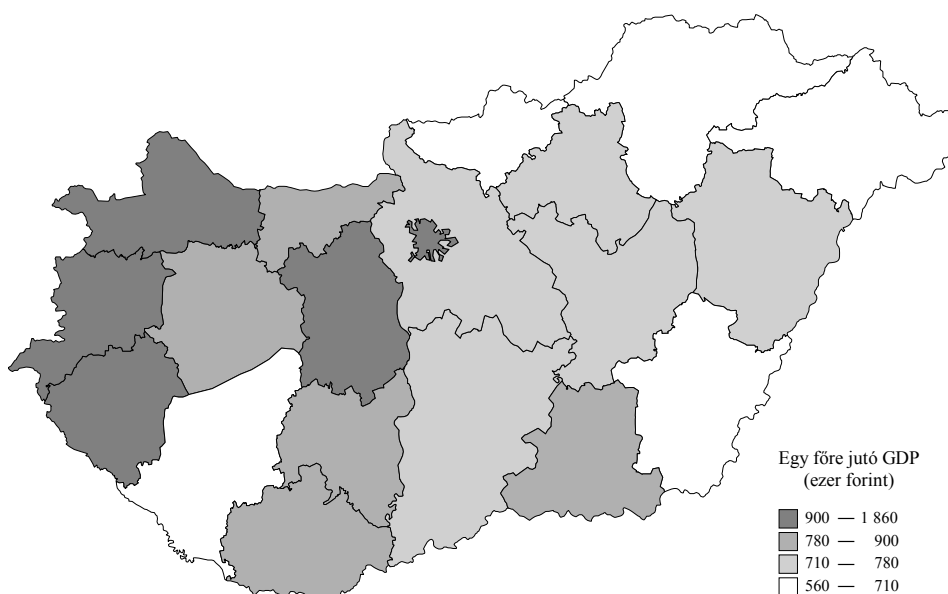
Az eredmények nem jeleznek számottevő változást az ország egyes területei, régiói közötti különbségekben: öt év alatt a központi régió aránya lényegében változatlan ma-

<sup>11</sup> Statistics in Focus: Regional Gross Domestic Product in Central European Candidate Countries; illetve Eurostat News Release 48/2000. április 18.

<sup>12</sup> A bruttó hazai termék (GDP) területi megoszlása 1998-ban. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000.

radt, és a Dunántúl részesedése mintegy 2 százalékponttal nőtt. A megyék esetében sem következnek be évről évre meghatározó jelentőségű változások. A Budapest figyelmen kívül hagyásával számított megyei átlag fölött évek óta ugyanaz a hét megye található (120 százalék felett Fejér, Győr-Moson-Sopron, Vas; 101–120 százalék között Zala, Csongrád, Tolna, Komárom-Esztergom).

15. ábra. Az egy főre jutó GDP megyénként, 1998-ban



Az ellenkező szélsőséget képviselő, az átlag 90 százaléka alatt helyet foglaló megyék esetében is hasonló a helyzet. 57–57 százalékkal évek óta Nógrád és Szabolcs-Szatmár-Bereg megye áll a sorrend végén, a 14–18. hely között tartósan foglal helyet Borsod-Abaúj-Zemplén és az évről évre romló helyezesű Somogy. E csoportból végleg kikerült Pest megye és talán már Heves is, de ide tartozik romló pozíciójával Jász-Nagykun-Szolnok, Békés és Bács-Kiskun megye.

---

Közöljük kedves Olvasóinkkal, hogy a *Statisztikai Szemle* októberi és novemberi száma összevontan, az angol nyelvű különszámmal együtt, novemberben jelenik meg.

---



## A DETERMINÁCIÓS EGYÜTTHATÓRÓL

HUNYADI LÁSZLÓ

Egyes vélekedések szerint a regressziós modellek (többszörös) determinációs együtthatója nem jó mutatószám, hiszen sok olyan hiányossága van, amelyek folytán alkalmazása kerülendő, de legalábbis nagyon szűk körre korlátozandó. Ezekkel a nézetekkel vitatkozva a cikk felsorakoztatja a determinációs együttható kedvező tulajdonságait, amelyek a regressziós elemzés egyik központi fontosságú mutatójává avatják. A tanulmány bemutatja a determinációs együttható alkalmazását leíró keretek közt, kapcsolatát a modellválasztási kritériumokkal, szerepét a regressziós modell különböző tesztjeiben, így a szokásos ANOVA  $F$ -tesztben, a paraméterkorlátozások vizsgálatában, és kapcsolatait az aszimptotikus  $\chi^2$  próbákkal. Végső következtetése az, hogy bár a determinációs együttható egyoldalú alkalmazása és minden határon túli öncélú növelése valóban kerülendő, a mutató alkalmazása nem nélkülözhető, nagyon kis értékei pedig, amik jellemzők a szociológiai kutatásokra, komoly modellhibák jelzései lehetnek.

TÁRGYSZÓ: Korrelációs számítás. Regresszió. Modellépítés.

A nem kísérleti elrendezésű adatokat felhasználó tudományok közös gondja az, hogyan alakítsák ki modelljeiket, hogyan hidalják át az elmélet(ek) és a nem ismételt kísérletek által szolgáltatott adatok ellentmondását. A társadalmi–gazdasági modellezés, ahol ez a nem kísérletező jelleg dominál, egyik igen elterjedt hagyományos eszköze a regressziós elemzés. A regressziószámításban általánosan használt mutató az  $R^2$  többszörös determinációs együttható, amelynek alkalmazása azonban ellentmondásos. Mindenki használja, de gyakran helytelen értelmezést adnak neki. Van aki túlbecsüli, van aki látni se szeretné. A helyzetet bonyolítja az is, hogy a modellezés változó alapelvei ugyanannak a mutatónak gyakran más és más tulajdonságát emelik ki, ezért egyes mutatók megítélése időben is változó. Az  $R^2$  is ilyen ellentmondásos mutató.

Mióta a *Statistikai Szemle* főszerkesztője vagyok, többször volt alkalmam találkozni szociológiai tanulmányokkal (például *Róbert*; 1998, *Bukodi–Róbert*; 1999, *Fényes*; 1999), amelyek szerzői – számomra örvendetes módon – igen gyakran modellszámításokkal kívánták alátámasztani mondanivalójukat. Ezen modellek egyik közös jellemzője – mint arra a szerzőknek többször rámutattam – az volt, hogy nagyon alacsony volt a determinációs együttható, ami szerintem a modellek alkalmazhatóságát, a belőlük levonható következtetéseket alapvetően kétségessé tette. A szerzőket azonban ez a bírálat nem rázta meg, hanem mintegy megmosolyogva bírálatomat arra hivatkoztak, hogy *Moksony Fe*

*renc* egyik tanulmányában (Moksony; 1997) megindokolta, miért nem kell a szociológiai kutatásokban ezt a tényt (mármint az alacsony  $R^2$ -et) komolyan venni. Gondolatmenete az, hogy, maga az  $R^2$  nem igazán jó, illetve nem meghatározó mutató, ezért azokban a kutatásokban, ahol a fő cél nem az előrejelzés, hanem a hatáselemzés (az elmélet magyarázata, ellenőrzése vagy talán még inkább oksági elemzés), használata nem ajánlott, következőképpen kis értéke nem lehet a modell rossz voltának mérőszáma, sőt ez esetleg még jó is lehet. (*A kicsi szép – Small is beautiful.*) A tanulmány alapos áttanulmányozása után döntöttem úgy, hogy az abban foglaltakat meg kell válaszolnom, egyrészt azért mert több alapvetően helyes megállapítása mellett néhány kifejezetten téves állítást is tartalmaz, érvelése nem következetes, szemlélete gyakran a 30-40 évvel ezelőtti állapotokat tükrözi, és főleg azért, mert a tanulmány, esetleg szándékán kívül, azt sugallja a fiatal szociológusok nemzedékének, hogy a modellezés során, legalábbis a modell magyarázó ereje tekintetében, igénytelennek lehet lenni.

Eredetileg nem volt célom, hogy tételesen vitatkozzam Moksony Ferenc cikkével, hiszen ha egy kicsit jobban elmélyül a vizsgált kérdésekben, ha a szociológiai irodalom mellett a kérdés statisztikai–ökonometriai irodalmával is megismerkedik, ha a magyar statisztikai irodalmat egy kicsit alaposabban átnézi, maga is rájön arra, hogy ami helyes és ésszerű a mondanivalójában, azt már régen alaposabban is kielemezték, ami pedig helytelen, arra jórészt másutt is rámutattak.

Célom ennek kapcsán inkább az volt, hogy a vitatott  $R^2$  fontosabb tulajdonságait összegyűjtsem, megkísérleljem azokat rendszerezni és a jelenleg korszerűnek tekinthető fel fogás szerint értékelni. A tanulmány írása során azonban nem tudtam szó nélkül elmenni Moksony Ferenc egyes állításai mellett, ezért a megfelelő alapozás után azokra részletesen is kitérek. Ennek kapcsán megpróbálom bebizonyítani azt, hogy az  $R^2$  talán mégsem olyan rossz mutató, mint amilyennek a szerző beállítja, talán mutat valamit, nem is keveset, és főleg arra szeretnék rámutatni, hogy a feltűnően kis  $R^2$  esetenként milyen problémákat okoz.

Még mielőtt a lényegre térnék, szeretném tovább szűkíteni a tárgyat: Moksony Ferenc szociológiai kutatásokban alkalmazott modellekről beszél, én inkább a gazdasági–ökonometriai alkalmazásokat ismerem. A kettő azonban lényegében nem tér el egymástól. A statisztikai tudomány egysége a módszerekben rejlik, a módszerek azonossága az, ami a statisztikát önálló tudománnyá avatja. Ezért a továbbiakban statisztikusként, nem pedig közgazdászként vagy kiváltképp nem szociológusként kívánok foglalkozni a kérdéssel. A regressziószámítás az, ami a tudományok esetében közös, ami a statisztikai alapot jelenti, a különbség pedig a két terület között az, hogy míg a szociológia általában alacsony mérési skálán mért (kategorialis) változókat használ, és nagymintás keresztmetszeti elemzéseket végez, az ökonometria többnyire magas szintű mérési skálákon mért változókkal és viszonylag rövid idősorokkal (ritkábban paneladatokkal) dolgozik. A módszertan azonban közös.

A továbbiakban a determinációs együttható mint *leíró mutató* különféle származtatási módjait és ebből adódó értelmezését mutatom be, először önállóan egyetlen kiragadott modell, majd összehasonlító módon, több, egymással versenyző modell esetére. Ezt követően megvizsgálom, hogy milyen szerepe van az  $R^2$  mutatónak *mintavételi keretek közt*, végül megkísérlem összegezni a következtetéseket, és ennek során röviden megfogalmazom Moksony Ferencnek adott válaszomat is.

## A DETERMINÁCIÓS EGYÜTTHATÓ LEÍRÓ KERETEK KÖZT

Az elemzésben a determinációs együtthatót mint leíró mérőszámot vizsgálom. Abból indulok ki, hogy van egy megfigyelt sokaságunk, amelyen értelmeztünk egy vagy több regressziós összefüggést, melyeket egyebek közt az  $R^2$  mutatóval jellemeztünk. Első lépésben azt nézem meg, hogy *egyetlen modell* keretében milyen értelmezés adható ennek a mutatónak, majd azt fogom vizsgálni, milyen szerepet játszhat e mutató egymással versenyző modellek összehasonlításában.

*Az együttható származtatása, értelmezése*

A determinációs együttható több elv alapján is származtatható. A továbbiakban ezek közül négyet szeretnék röviden áttekinteni.

a) Az  $R^2$  legegyszerűbb származtatása a varianciafelbontás tételéből adódik. Legyen ugyanis egy lineáris regressziós modellben az eredményváltozó varianciája<sup>1</sup>  $Var(Y) = SST/N$ , a magyarázott (külső) variancia  $Var(\hat{Y}) = SSR/N$ , a maradék (reziduális, belső) variancia pedig  $Var(e) = SSE/N$ , akkor a varianciafelbontás tétele alapján  $Var(Y) = Var(\hat{Y}) + Var(e)$ , és innen

$$\frac{Var(\hat{Y})}{Var(Y)} + \frac{Var(e)}{Var(Y)} = \frac{SSR}{SST} + \frac{SSE}{SST} = 1. \quad /1/$$

Az /1/ egyenletet akár a varianciák, akár a négyzetösszegek oldaláról nézzük, azt látjuk, hogy a regresszió által leírt, megragadott (megmagyarázott) rész és a meg nem ragadott, le nem írt (meg nem magyarázott) rész hogyan oszlik meg százalékosan. Az ebből a megoszlásból kiragadott első tagot nevezzük determinációs együtthatónak, azaz

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST}. \quad /2/$$

A /2/ egyenlet értelmezésére később még visszatérünk, egyelőre csak annyit jegyzünk meg, hogy szándékosan nem specifikáltuk sem a megfigyelések számát ( $N$ ), sem pedig a változók számát ( $K$ ) vagy jellegét (mérési skála) demonstrálva ezzel a /2/ igen általános voltát. A /2/ azt mutatja meg, hogy mekkora a regresszió által az eredményváltozó varianciájából megmagyarázott hányad (magyarázó erő). Az is látható, hogy  $R^2$  az illeszkedés szorosságát mérő mutatószám.

b) A második származtatási mód az ún. PRE- (Proportional Reduction of Error) elven alapul, melyet éppen szociológusok dolgoztak ki, s melynek részletes magyar nyelvű leírását egyebek közt a *Hunyadi–Mundruczó–Vita* (1996) tankönyvben találhatjuk meg. Az elv lényege azt vizsgálja, vajon az eredményváltozóra vonatkozó előrejelzésünk hibája hogyan változik (hány százalékkal csökken) akkor, ha az  $Y$  változóra vonatkozó ismereteink mellett még a magyarázó változókra ( $X_j$ ) vonatkozó (feltételes) információkat is

<sup>1</sup> A továbbiakban általában a *Hunyadi–Mundruczó–Vita* (1996) jelöléseit használom.

felhasználjuk. Ebben az értelmezésben, ha az  $X_j$ -kre vonatkozó ismeretek nagyban javítják (ex post) előrejelzésünk pontosságát, akkor ezek a változók szoros kapcsolatban állnak az  $Y$  változóval, ilyen értelemben a PRE-elven felépülő mutatók a kapcsolat szorosságának mutatószámai.

A következőkben ezt a megalapozást egy többváltozós (sokasági) regressziós modellre mutatjuk be. Legyen kiinduló modellünk

$$Y = \beta_0 + \sum_{j=1}^M \beta_j X_j + \varepsilon$$

alakú, a paraméterek legkisebb négyzetekkel történő becslése után becslt modellünk pedig:

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^M \hat{\beta}_j X_j .$$

Ekkor az  $Y$  változó értékeinek csupán az önmagában rejlő információkra támaszkodó legjobb becslése (ugyancsak a legkisebb négyzetek értelmében)  $\bar{Y}$ , a becsléskor elkövetett hiba (megint négyzetes értelemben)  $\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 = SST = E_1$ . Ha ismerjük az

$X$  változók értékeit, akkor ezek segítségével elkészíthetjük az  $\hat{Y}$  regressziós becslést. Ennek ismeretében az elkövetett összes hiba értéke  $E_2 = \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = SSE$ , és a PRE-elv alkalmazásával:

$$PRE = \frac{E_1 - E_2}{E_1} = \frac{SST - SSE}{SST} = \frac{SSR}{SST} = R^2 .$$

Az  $R^2$  mutató tehát felfogható olyan kapcsolatszorossági mérőszámnak is, amelyik azt mutatja, hogy a modellbe bekapcsolt magyarázó változók milyen mértékben javítják a vizsgált jelenségre vonatkozó informáltságunkat, mennyire csökkentik a jelenségre vonatkozó (megfigyelési tartományon belüli, azaz ex post) előrejelzésünk bizonytalanságát.

c) Ismeretes, hogy a determinációs együttható a többszörös korrelációs együttható négyzete, és mint ilyen felfogható egy olyan illeszkedési mutató négyzetének, amelyik azt mutatja, hogy a modellel becslt értékek milyen szoros sztochasztikus kapcsolatban állnak a valóságos adatokkal, azaz milyen mértékben mozog együtt becslt modellünk a valósággal, azaz  $R^2 = [r(Y, \hat{Y})]^2$ .

d) Végül megmutatjuk, hogy az  $R^2$  mutató kétfváltozós lineáris regresszió esetén nem csupán a magyarázatnak, az illeszkedésnek, az előrejelzési hibának, hanem a linearitásnak is mérőszáma. Kétfváltozós lineáris esetben ugyanis a megmagyarázott négyzetösszeg

$$SSR = \sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X})^2 = \hat{\beta}_1^2 \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 = \hat{\beta}_1^2 \sum_{i=1}^N d_{x_i}^2 ,$$

aminek okán a regressziós együttható és a korrelációs együttható közti ismert összefüggésből adódóan

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \hat{\beta}_1^2 \frac{\sum d_{x_i}^2}{\sum d_{y_i}^2} = r^2$$

kapható. Ez az interpretáció tehát azt jelenti, hogy kétváltozós esetben az  $R^2$  egyben a linearitás mérőszáma is: minél közelebb esik értéke 1-hez, annál inkább tömörülnek a megfigyelési értékek egy egyenes mentén, annál inkább igazoltnak látszik a modellezők által előszeretettel alapul vett linearitási feltétel.

Az  $R^2$  néhány interpretációjának bemutatása után, érdemes egy kicsit megállni és elgondolkozni azokon az állításokon, melyeket ezekkel kapcsolatban Moksony Ferenc megfogalmazott, aki a magyarázó erővel kapcsolatban felveti a tartalmi és a statisztikai magyarázat eltérését. Igazat kell adni neki abban, hogy egy regresszióban a magas  $R^2$  önmagában még egyáltalában nem jelent tartalmi magyarázatot. Igen, a tartalmi és a statisztikai magyarázatot meg kell különböztetni, és ehhez a hamis regresszió közismert példái hozzásegítenek. Azt azonban nem hiszem, hogy egy kicsit is igényes elemzésben valaki helytelenül értelmezné a tartalmi magyarázatot. Egy dolgot azonban mindenképpen hozzá kell ehhez tenni. Azt, hogy az egyik jelenség magyarázza-e valóban a másikat olyan értelemben, hogy oka a másiknak, gyakran még logikai–szakmai alapon sem lehet eldönteni. Ezért a statisztikusok és az ökonóméterek statisztikai mutatókkal is megkísérelték az okságot megragadni. Jóllehet maga az okság vizsgálata a tesztekhez, tehát a mintából való következtetéshez kapcsolódik, az elv itt is megállja a helyét. Eszerint egy  $X$  jelenséget (változót) akkor tekintünk egy másik ( $Y$ ) jelenség okának, ha az  $X$  ismerete növeli az  $Y$ -ra vonatkozó ismereteinket. Mivel a koncepciót idősoros változókra dolgozták ki, először megvizsgálják, hogy  $Y$  a saját magában (múltjában) lévő információkkal hogyan magyarázható (jelezhető előre), majd azt vizsgálják meg, hogy az előrejelzés pontossága (amit akár  $R^2$  mutatóval is mérhetünk) javul-e, mennyit javul akkor, ha bekapcsoljuk  $X$ -et. Ha javul, akkor azt állíthatjuk, hogy  $X$  oka  $Y$ -nak, azaz ebben az értelemben valóban magyarázza azt. Az okság megerősítéséhez azonban még az is kell, hogy belássuk a helyes irányt, azaz esetünkben azt is kimutassuk, hogy ha  $X$  oka  $Y$ -nak, akkor egyirányú oksági kapcsolat esetén  $Y$  viszont nem oka  $X$ -nek.<sup>2</sup>

Amit Moksony Ferenc az előrejelzésről ír, aligha tartható, ugyanis nem választja szét következetesen az ex post és az ex ante előrebecslést (Moksony; 1998. 3. és 5. old.). Mint azt korábban megmutattuk, az ex post előrejelzés ereje valóban szoros kapcsolatban van az  $R^2$  mutatóval, ám az, hogy mi lesz a megfigyelési tartományon kívül, az elsősorban nem az  $R^2$ -től függ, hanem attól, hogy a megfigyelési tartományon kívül ugyanazok a törvényszerűségek érvényesülnek-e, mint a megfigyeléseken belül, más szóval a jó ex ante előrejelzés feltétele az, hogy az eredményváltozónak a magyarázó változókra vonatkozó feltételes eloszlása ne változzék. Ennek pedig csak kevés köze van az  $R^2$ -hez. Ezt csak és legfeljebb olyan szakmai ismeretek igazolják, amelyek mögött valódi, indokolható ma

<sup>2</sup> Látható, hogy az elv egy kicsit hasonló a PRE-elvhez, és ha az idősorokban lévő többletinformációkról elfeledkezünk, akkor ez az elv éppen az  $R^2$  mutatóhoz vezet. Ez azonban nem ilyen egyszerű, mert az  $R^2$  mutató tulajdonságai miatt, ha csak két változóról van szó kiséletett hatás nélkül, mindig szimmetrikus kapcsolatokat találunk.

gyarázat áll. Ha például előre kívánjuk jelezni az inflációt, nem elegendő feltárni azt, hogy az infláció milyen módon és mértékben függ a világpiacon energiaáraktól, sem azt hogy megalapozott feltevésekkel rendelkezünk-e az energiaárak jövőbeli alakulásáról, de abban is biztosnak kell lennünk, hogy a hatásmechanizmus időben állandó marad. Ennek pedig kevés köze van ahhoz, hogy sikerült-e a múltra jól illeszkedő modellt készítenünk. (Az ökonometria és a regressziós modellek jelenlegi bírálói egyebek közt ezt a fajta időbeli állandóságot vonják kétségbe, és ennek tudják be a korábbi modellek gyenge előrejelző erejét.)

Amit Moksony Ferenc az illeszkedés szorosságáról (*Moksony*; 1998. 7. old.) ír, annak kétségtelenül van ésszerű magja, ami a modellek összehasonlításakor még szóba fog kerülni. Egyetlen modell értékelésekor azonban – és most egyelőre itt tartunk – nem látom értelmét. Mesterkéltnek tartom azt az érvet, miszerint a modellező befolyásolni tudja a magyarázó változó(k) szóródását. Mesterséges kísérletekben ez természetesen megtehető, készíthetők érzékenységvizsgálatok, de az a feltevés, miszerint a

$$\sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \hat{\beta}_1^2 \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$$

egyenletben minden más állandónak lehet tekinteni, csak  $X$  szóródása változik, véleményem szerint értelmetlen. Már csak azért is, mert  $\hat{\beta}_1^2$  maga is függ az  $X$  szóródásától. Moksony Ferenc ezt azért nem látja, mert nem tesz világos megkülönböztetést az elméleti és a becsült paraméter között. Egyetlen modell értékelésekor tehát aligha lehet kétségbe vonni azt, hogy az illeszkedés szorossága, ami a modell egyik – de természetesen messze nem egyetlen – jellemzője, fontos, és ennek általánosan elfogadott jó mérőszáma éppen az  $R^2$ .

Ami a tökéletes modellről szóló fejtegetéseket illeti (*Moksony*; 1998. 8. old.), természetesen egyet lehet érteni azzal, hogy tökéletes modell nincs, a modell értékelésénél a tartalmi kérdések a döntők, amire azonban következtetésként eljut, mélységesen nyugtalanító: „...minden modell csak egy másik, a sajátunkéval versenyző elmélet talajáról bírálható ... az, hogy valamely modell jó vagy rossz, elméleti érveléssel dönthető csak el; az  $R^2$ -nek ebbe nincs beleszólása. Baj is volna, ha lenne; gépies számításokkal lehetne pótolni a tartalmi gondolkodást ...”. Azt hiszem, érthető, ha ezt olvasva a statisztikusok felkapják fejüket, és sértve érzik magukat. Ebből ugyanis az derül ki, hogy e gondolatok szerzője nem rendelkezik kellő ismerettel a modellezésről, a statisztika lényegéről (hiszen itt már régen nem csak az  $R^2$ -ről van szó), arról, hogy az általa gépiesnek nevezett gondolkodás nem más, mint nagyon sok, alapos mély megfontolás rendszerbe szedése, egymásra építése, algoritmizálása, azzal, hogy a statisztikai modellezés lényege éppen abban áll, hogy korrekt módon eljárva saját eszközeivel tudja szemlélni és értékelni a valóságot leképező elméleteket. Nem hiszem, hogy szerencsés és bölcs dolog a tartalmi gondolkodást és a statisztikát egymással szembe állítani, vagy ha valaki ezt mégis tudatosan megteszi, akkor számolnia kell a statisztikusok jogos kritikájával.

Amit ezek után Moksony Ferenc példa gyanánt ír, pedig egyszerűen nem releváns. Közismert, hogyan függ  $R^2$  a változók számának növelésétől, ezért ezt nem indokolt ilyen formában felvetni. (Erre a kérdésre a későbbiekben, az összehasonlítások kapcsán még visszatérek.) Ugyancsak nem szerencsés a leíró és a mintavételi tulajdonságok keverése, ezért az ezzel kapcsolatban írottakra is később reflektálok. Ami pedig egy Mayer-idézetet

illeti (Moksony; 1998. 10. old.) „...amennyiben olyan hipotézisek érdekelnek bennünket, amelyek a minta által felölelt időszakon túlra is érvényesek, akkor az illeszkedés mutatói igen gyenge iránymutatást jelentenek csupán...” azzal tökéletesen egyet lehet érteni. Ez teljes mértékben megfelel annak, amit az ex ante előrejelzésekről korábban írtam, és el-  
lentmondásban van Moksony Ferencnek korábban (3. és 5. old.) az előrejelzés kérdéséről kifejtett véleményével.

Az aggregálás és az  $R^2$  kapcsolatáról Moksony Ferenc által mondottak helytállóak ugyan, de valójában közismert tényeket emlegetnek: ha az aggregálással a vizsgált változó (adott esetben a jövedelem) belső szóródását megszüntetjük, a teljes szóródás is csökken. Az, hogy egy kisebb szóródású változóra jobban illeszkedő egyenletet lehet becsülni, megint csak nyilvánvaló. Az pedig, hogy az  $R^2$  erre az aggregálásra értékének növelésével válaszol, véleményem szerint nem hiba, hanem éppen azt mutatja, hogy viselkedése összhangban van az ésszerű statisztikai gondolkodással.

Az  $R^2$  nagyságáról annyit kétség kívül el kell mondani, hogy más és más modellek illetve adatbázisok esetén eltérő. Idősoros elemzések esetén – többnyire az idősorokban rejlő közös tendenciák következtében – általában igen nagy, nem ritkán 0,999 erősségű determináció tapasztalható. Keresztmetszeti elemzésekben ez az érték lényegesen kisebb szokott lenni. Ámde mielőtt ebből azt a következtetést vonnánk le, hogy lám mennyire eltérők az értékek, gondoljunk arra, hogy a tapasztalt és tisztességes elemzők soha nem az esetleges 0,999-et tűzik zászlajukra – hanem ismerve ennek fonákságát – a megalapozott következtetések érdekében igyekeznek megszabadulni a látszatkorrelációktól (például azzal, hogy nem az eredeti idősort, hanem annak differenciáit vagy hányadosait, azaz az idősor *változásainak* valamely mértékét vizsgálják). Ezeket állítva egymással regressziós kapcsolatba, már korántsem kapunk olyan túlságosan szép, hihetetlen illeszkedéseket.

Ezek voltak röviden észrevételeim Moksony Ferenc bírálatának egy részére, de még ezek kapcsán hátra van az, hogy megvizsgáljuk, mit jelent a nagyon kis  $R^2$ , aminek védelmében Moksony Ferenc a korábban bemutatott érveket felsorakoztatta. Mindenekelőtt tisztázni szeretném, hogy a legkevésbé sem akarom azt a kétségtelenül helytelen gyakorlatot bármilyen módon is támogatni, amelyik valóban látszat-megoldásokkal elért nagy  $R^2$  értékekkel akarja bizonyítani igazát. Azonban minőségi különbséget látok „az  $R^2$  nyakló nélküli növelése”, és a 3-5 százalékos modellek nem kellő óvatossággal történő elemzése, értelmezése között. Nagyon kis  $R^2$ -en a továbbiakban 0,1 alatti  $R^2$ -et értek.

A nagyon kis  $R^2$  egyfelől azt jelenti, hogy az illeszkedés gyenge, rossz, a modellnek igen kevés köze van a valósághoz. Azt is jelenti, hogy a modell magyarázó ereje kicsi, azaz alig lehet valamit mondani a változók közti kapcsolatáról, éppen az, amire alkalmazni akarjuk a modellt, nem úgy működik, ahogy kellene. A valóságnak csak valami egészen kis szeletét tudtuk megragadni a modellel, így az nem jelent lényeges többletinformációt a vizsgált változó szempontjából. Nem hiszem, hogy ezekre a kifogásokra olyasmi lehet a válasz, hogy csak egy változó hatását akarjuk vizsgálni, nem pedig az egész bonyolult rendszert. Ha csak egy változó hatását akarjuk vizsgálni, akkor egyváltozós elemzést célszerű végezni, ha pedig ez esetleges alkalmas kontrollváltozók bevonását igényli, akkor joggal várhatjuk el, hogy a valósághoz valamelyest közel álló eredmények adódjanak, hiszen ha nem, akkor mire valók a kontrollváltozók. Külön probléma adódik akkor, ha csak kétváltozós elemzést végzünk, és ott kapunk igen kicsi  $R^2$  mutatókat, hiszen ez egyben a modell linearitásának is kritikája, azt is jelenti, hogy a modell megformázása is hibás volt

(lehetett). Összességében ezen a ponton talán úgy lehet fogalmazni, hogy a nagy  $R^2$  önmagában még nem jelent jó modellt, de a nagyon kis  $R^2$  erősen arra utal, hogy modellünk rossz, és következtetéseinket nagyon óvatosan kell megfogalmaznunk.

#### *A modellek összehasonlítása*

Az eddigiekben mindig azt feltételeztük, hogy egyetlen modellünk van, azt számszerűsítjük, és az alapján szeretnénk a valóságot valamilyen szinten megítélni. Ez a kérdés a modellezés hőskorában még elfogadható volt, és a statisztikai–ökonometriai modellezés apparátusa is sokáig ebben a szellemben fejlődött, hiszen egy kiválasztott modellt szeretünk volna becsülni, elemezni, a valósággal szemben tesztelni. Ennél érdekesebb és főleg lényegesebb kérdés az, amit a modern irányzatok egyre inkább előtérbe állítanak, nevezetesen az, hogy az egyes modelleket egymással szemben hogyan értékeljük. Ekkor tehát nem a *tökéletes* modell, hanem a *minél jobb* modell megalkotása a cél. Ennek érdekében előtérbe kerültek az összehasonlítások módszerei, a modellváltozatok közti választást elősegítő eszközök.

Szűkítve a tárgyat, a továbbiakban az  $R^2$  mutatót mint a modellek közti választás eszközét vizsgáljuk. A kérdés tehát az, hogy két vagy több egymással versenyző modell közül melyiket tekintjük statisztikai szempontból jobbnak. Moksony Ferenc ezzel a kérdéssel is részletesen foglalkozik. Egyfelől a modellválasztás kapcsán (5. és 6. old.) bírálja az  $R^2$  mechanikus alkalmazásán alapuló stepwise regresszió módszerét, majd felveti az eltérő szóródást mutató magyarázó változók esetét, végül a 9. oldalon a kontrollváltozók bevonásakor érinti a magyarázó változók számának és az  $R^2$ -nek a viszonyát.

Ezzel a kérdéssel kapcsolatban mindenekelőtt arra kell utalni, hogy közsímet az  $R^2$  azon tulajdonsága, miszerint ha egy létező változókört a regresszióban egy további változóval bővítünk, akkor a bővített modell  $R^2$  mutatója nagyobb vagy egyenlő lesz az eredetivel, és az egyenlőség is csak igen ritka, speciális, gyakorlatban szinte soha elő nem forduló esetekben adódik.<sup>3</sup> Ebből következik, hogy az összehasonlításokra az  $R^2$  valóban nem alkalmas, ezért az optimális (legalábbis formálisan optimális) modell változóinak kiválasztásánál nem jó stratégia az  $R^2$  mutatók alapján végezni a válogatást. A stepwise szelekciós eljárások (amelyek napjainkban egyébként sem igazán népszerűek) sem az egyszerű algoritmust használják, hanem lényegesen kifinomultabb módon járnak el (nem csak az  $R^2$  alapján válogatnak, figyelembe veszik a  $t$  és az  $F$  értékeket, biztosítanak egy sor visszaléptető ellenőrző fázist stb.). Ezekben az esetekben a modellválasztás alapja a reziduális variancia, ami nem más, mint a szabadságfokkal osztott maradék négyzetösszeg, azaz  $\hat{\sigma}_e^2 = SSE/(N-M-1)$ , ahol  $M$  a magyarázó változók számát jelöli. Ésszerűnek tűnik az a kritérium, hogy (csupán statisztikai szempontból) azt a modellt tekintsük a legjobbnak, amelyik minimalizálja ezt a varianciát. A statisztikusok azonban – és ezt kiváltképp ajánlom Moksony Ferenc figyelmébe – annyira megszokták és megszerették az  $R^2$  mutatót, hogy megkonstruálták azt az egyszerű transzformáltját, amelyik tulajdonságaiban hasonlít az eredeti  $R^2$ -hez, de modellválasztási cél esetén az előbbi reziduális varianciával egyenértékűen használható. Ez a Theil-féle, szabadságfokkal korrigált  $R^2$ ,

<sup>3</sup> Ennek az állításnak az igazolása minden haladó, regresszióról szóló vagy ökonometriai műben megtalálható (például Mundruczó, 1981).



közismert, népszerű, minden számottevő regressziós programcsomag kiszámítja és standard eredményként közli. A Theil-féle korrigált  $R^2$  definíciója a következő:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{N-1}{N-M-1}(1-R^2). \quad /3/$$

Nem részletezem a mutató megkonstruálásának elméleti hátterét (lásd például *Theil*; 1971), csupán bemutatom azt a fontos tulajdonságát, ami miatt alkalmazzuk. Felhasználva a teljes és a maradék négyzetösszeg ismert  $SSE = (1-R^2)SST$  összefüggését, /3/ felírható a következő módon

$$\frac{(1-\bar{R}^2)SST}{N-1} = \frac{(1-R^2)SST}{N-M-1}. \quad /4/$$

Mivel a jobb oldali mennyiség éppen  $\hat{\sigma}_e^2$ , a bal oldali is az, s mivel adott  $Y$  változó és megfigyelésszám esetén a bal oldal  $\bar{R}^2$  monoton csökkenő függvénye, az  $\bar{R}^2$  maximalizálása egyenlő a reziduális variancia minimalizálásával. Ezért ez az elv azt javasolja, hogy azt a modellt válasszuk, amelyik esetén az  $\bar{R}^2$  maximális.

Ezzel a kritériummal sokat lehetne foglalkozni, de most csak röviden említünk néhány tényt. A modern irányzatok (például *Charemza–Deadman*; 1997) – jóllehet nem vitatják a hasznosságát – két hibájára hívják fel a figyelmet. Egyrészt arra hivatkoznak, hogy ez a kritérium akkor is maximumot mutathat, ha tartalmaz ugyan minden fontos magyarázó változót, de tartalmaz felesleges, lényegtelen változókat is. Ez pedig ellentmond a statisztikában és ökonometriában általánosan elfogadott *parsimonia* (lehető legegyszerűbb modell) elvének. A másik kedvezőtlen, immár mintavételi tulajdonsága – ezért valójában később kellene tárgyalnunk – abból adódik, hogy az  $\bar{R}^2$  ha mintából számítják, maga is valószínűségi változó, eloszlása függ a modell többi változójától, ezért a különböző modellek  $\bar{R}^2$  mutatói nem hasonlíthatók közvetlenül össze. Mindezen kritikák ellenére az  $\bar{R}^2$  kritérium széles körben használt a modellválasztás feladatára, hiszen, mint számos alkalmazás és szimulációs kísérlet is mutatta, az esetek döntő hányadában helyes modellt eredményezett. Az  $\bar{R}^2$  említett hiányosságai ugyanakkor megalapozták azt a kutatásai irányzatot, amelyik a modellválasztási kritériumok kidolgozására vezetett, s amely kritériumokkal, illetve az  $R^2$ -hez fűződő kapcsolataikkal még foglalkozunk. Előtte azonban még az  $\bar{R}^2$ -nek egy régen ismert tulajdonságára szeretnénk felhívni a figyelmet. Ez pedig az, hogy nagyon kis  $R^2$  értékek esetén  $\bar{R}^2$  negatív értéket (!) vesz fel, ezért modellválasztási célra alkalmatlan. Könnyű belátni, hogy amennyiben

$$R^2 < \frac{M}{N-1},$$

a korrigált  $\bar{R}^2$  negatívvá válik, és így alkalmatlan további elemzésekre.

Ami az említett modellválasztási kritériumokat illeti, valamennyi hasonló gondolatra épül, mint az  $\bar{R}^2$ , azaz az  $\bar{R}^2$ -et, vagy a maradék négyzetösszeget korrigálják valamilyen módon a modellben megjelenő változók száma szerint. Bár ezeket a kritériumokat többnyire

a maradék négyzetösszeggel fejezik ki (*Ramanathan*; 1994. 281. old.), de érdekes összehasonlításra vezet az  $F$ -próbával való összevetésük (*Maddala*; 1988. 430–431. old.) is.

A következőkben példa gyanánt az igen gyakran használt AIC-kritériumot (Akaike Information Criterion) írjuk át az  $R^2$  függvényében. Az AIC az

$$AIC = \frac{SSE}{N} \exp(2K / N) \quad /5/$$

mutatóra épül, és tekintve a közismert  $SSE = SST(1 - R^2)$  összefüggést, azonnal felírható ez a kritérium az  $R^2$  függvényében:

$$AIC = \frac{SST(1 - R^2)}{N} \exp(2K / N). \quad /6/$$

A /6/ alapján látható, hogy rögzített változószám esetén az AIC az  $R^2$  monoton csökkenő függvénye, s mivel az AIC minimuma vezet optimális modellhez, ez az  $R^2$  maximálásával egyenértékű. Természetesen, ha a változók száma ( $K$ ) nem azonos, akkor a választást  $R^2$  mellett ez is befolyásolja.

Mivel a többi kritérium is minden nehézség nélkül átírható ilyen módon, és ezek azt mutatják, hogy míg a megfelelő kritérium minimalizálása vezet a legjobb modellhez, és a kritériumfüggvények  $R^2$ -nek többnyire (de nem mindig és nem monoton módon) csökkenő függvényei, a nagyobb  $R^2$  inkább a modellek elfogadásához, a kicsik azok elutasításához vezetnek. Különösen érdemes figyelni arra, hogy a nagyon kis  $R^2$  esetén – túl az említett negativitáson – általában ezek a kritériumok a megfelelő modellek elutasítása mellett döntenek, illetve két kis  $R^2$ -tel rendelkező modell esetén döntéseikben bizonytalanokká válhatnak.

A modellek összehasonlításában játszott szerepét illetően az  $R^2$  mutatónak még két sajátosságát célszerű megemlíteni. Egyfelől kiterjedt irodalma van annak a kérdésnek, hogyan lehet mérni az  $R^2$  mutató segítségével az egyes változók hozzájárulását a regressziós egyenlet magyarázatához, hogyan lehet ezt a dekompozíciót felhasználni a multikollinearitás elemzéséhez, mi a parciális korrelációs együtthatók és a determinációs együttható kapcsolata (például *Theil*; 1971, *Mundruczó*; 1981). Ezek a részletes elemzések arra utalnak, hogy az  $R^2$  mutató, ha mégannyi hibája is van, fontos szerepet játszik a korrelációs mutatók rendszerében, abból ki nem emelhető. Másodszor meg kell jegyeznünk azt, hogy bár minőségi eredményváltozós modellek (logit, probit, tobit stb.) esetén ez a mutató közvetlenül nem alkalmazható, a kutatók annyira megszokták alkalmazását, hogy ezekre az esetekre is kifejlesztették a megfelelő  $R^2$ -et, és elkészítették egyebek közt az Efron, a Cragg–Uhlen vagy a McFadden-féle általánosításait, melyek konstrukciója az eredeti mutató alapötletére épül (idézi *Maddala*; 1988).

#### KÖVETKEZTETÉS MINTÁBÓL

Az eddigiekben szándékoltan csak olyan esetekkel foglalkoztunk, amelyekben feltételeztük, hogy a megfigyelések a sokaság egészére kiterjednek. Bár már ott is néha kénytelenek voltunk kitekinteni a mintavételre, most azonban kifejezetten azt a feladatot vizs

gáljuk meg, amikor megfigyeléseink csak egy mintára vonatkoznak, és a mintából számított mutatók segítségével kívánunk következtetni sokasági összefüggésekre.

Elsőként célszerű a többváltozós regressziószámítás talán leggyakrabban használt tesztjét, a globális  $F$ -próbát bemutatni. Ismeretes, hogy ennek nullhipotézise az, hogy a (lineáris regressziós) modell rossz, az eredményváltozót saját átlagával becsülve kapjuk a jó modellt, a többi specifikált változó ehhez már nem tud érdemben semmit hozzátenni. Az  $F$ -próba felírható (és gyakran fel is írják) az  $R^2$  függvényében az alábbi módon:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m - 1}{m} \sim F(m, n - m - 1). \quad /7/$$

Mivel tudjuk, hogy a modell helyességét tesztelő  $F$ -próba jobboldali kritikus tartománnyal rendelkezik, a nagyobb  $F$ -értékek mutatnak az elutasítás, azaz az elfogadható modell irányába, míg a kis  $F$ -értékek a rossz modell jellemzői. Bár a kritikus értékek természetesen a szabadságfok függvényében változnak, ha mind a mintanagyságot, mind pedig a változószámot rögzítjük, akkor egyértelműen látszik, hogy a nagyobb  $R^2$  értékek jelzik a jó, a kisebbek pedig a rossz modellt. Azt már az adott feladat mérete dönti el, hogy ez a modell még szignifikáns-e, avagy sem. Ennek vizsgálatára érdemesnek találom a napjainkban igen népszerű aszimptotikus próbák megfelelő eredményeit bemutatni és azokból továbblépni. Ezek nagy erőssége, hogy a kiinduló eloszlás specifikálása nélkül fogalmazzanak meg döntési szabályt arra, hogy a modell nagy minták esetén rossz-e (nullhipotézis), avagy van benne valami jó is (ellenhipotézis). Ezeknek az aszimptotikus próbáknak a próbafüggvényeit is a mintából számított  $R^2$  függvényében szokták kifejezni. A részletek mellőzésével<sup>4</sup> a megfelelő likelihood arány (LR), Lagrange-multiplikátor (LM) és a Wald-típusú (W) tesztelvekből nagy minták esetén a következő eredmények adódnak:

$$\begin{aligned} LR &= n \log \frac{1}{1 - R^2} \xrightarrow{d} \chi^2(m), \\ LM &= nR^2 \xrightarrow{d} \chi^2(m), \\ W &= \frac{nR^2}{1 - R^2} \xrightarrow{d} \chi^2(m). \end{aligned}$$

Szavakkal kifejezve, az egyes elvek alapján számított próbafüggvények a mintanagyság kellő növelése esetén a határon khi-négyzet eloszlást követnek, és az eloszlás szabadságfoka megegyezik a magyarázó változók számával. Mivel ezen khi-négyzet próbák esetén is az ellenhipotézis (a kritikus tartomány) a jobb oldalon jelenik meg, a jó modellek esetében a próbafüggvény értéke nagy, ami, tekintve hogy mindhárom próbafüggvény  $R^2$  növekvő függvénye, ismét azt jelenti, hogy a nagy  $R^2$ -ek tendenciaszerűen jobb, a kisebbek rosszabb modellekre utalnak.

Itt azonban egy érdekes paradoxra kell felhívunk a figyelmet. Arról van ugyanis szó, hogy bármelyik esetben (ez leginkább az LM-típusú teszt esetén látható) igaz az, hogy csupán a mintanagyság növelésével tetszőlegesen nagy próbafüggvényérték érhető el, azaz legyen bármilyen kicsi az  $R^2$ , a modell elegendő mintanagyság és rögzített változószám ( $m$ ),

<sup>4</sup> Kétféle változós esetre a levezetések megtalálhatók Maddala (1988) könyvében, többváltozós esetre lásd Ramanathan (1993).

esetén szignifikánsnak mutatkozik. A szokásos szignifikanciateszteknek ez többé-kevésbé ismert tulajdonságuk, elemzők erre már többször rámutattak, és a regressziós modellekkel kapcsolatban egyebek közt *Leamer* (1990) hívta fel a figyelmet ennek fonákására.

Szociológiai modellekben (például *Bukodi-Róbert*, 1999 vagy *Fényes*; 1999) gyakran találkozunk ezzel a problémával: a modellek igen rosszul írják le a valóságot, determinációs együtthatójuk messze 0,1 alatt marad, mégis a nagy, gyakran több ezres minta folytán minden szóba jöhető szinten szignifikánsnak mutatkoznak. Ekkor már természetesen nem lehet csodálni, ha mindig akad egy-két magyarázó változó, amelyik külön-külön is szignifikánsnak bizonyul.

A modern statisztika elméleti kutatói rámutattak arra, hogy az ellentmondás oka a rögzített szignifikanciaszintben található. A hagyományos szignifikanciateszteknel rögzített szignifikanciaszint esetén a próba nagy minták esetén erősen húz a nullhipotézis elutasítása irányába, így gyakorlatilag ezeket a próbákat nagyon nagy mintákra nem célszerű használni. A probléma áthidalására több megoldás is létezik (például bayesi megfontolások, keverék-eloszlások használata), ezek alkalmazásai azonban még nem kristályosodtak ki.

Ezek a kérdések egy kicsit messzire vezettek az eredeti céltől, az  $R^2$  mutató értékelésétől, ámde látni kellett, hogy annak tulajdonságaival, illetve alkalmazási nehézségeivel függnek össze. Van azonban a mintavétellel kapcsolatban még egy olyan kérdés, amit tárgyalni kell, és amire *Moksony Ferenc* is utalt. Ez pedig az, hogy az eddigiekben, amikor mintavételi keretről beszéltünk, mindig egyetlen mintából számítható  $R^2$  mutatót vizsgáltunk, és a kérdést úgy tettük fel, hogy ez az egyetlen mintából számított mutató mire enged következtetni. Van azonban a kérdésnek egy másik vetülete is, nevezetesen az, hogy maga az  $R^2$  is mint mintából számított mennyiség mintavételi ingadozásnak van kitéve, értéke mintáról mintára változik. Sajnos az  $R^2$  eloszlását még eléggé szigorú feltételek mellett sem lehet valamely standard eloszlással egyértelműen leírni.<sup>5</sup> Ezért egzakt tesztelésére sincs alkalmas módszer, ám az elmondottakból egy dolog mégis nyilvánvalóan kiderül. Ha az  $R^2$  mintáról mintára ingadozik, a lényeges kérdés az lehet, hogy valamely konkrét esetben a determinációs együttható valóban 0-e, és csak a mintában tűnik 0-tól különbözőnek, avagy valóban sokasági szinten (szignifikáns mértékben) is különbözik 0-tól. Jóllehet az eloszlásra nézve semmiféle érdemleges eredmény nincs a birtokunkban, az intuitíve könnyen belátható, hogy nagyon kicsi  $R^2$ -ek esetén sokkal inkább várható az, hogy azok csak a minta sajátosságai következtében vesznek fel 0-tól különböző értéket, mintsem az, hogy ez nagyobb  $R^2$ -ek esetén következik be. Ez ismét a nagyon kis  $R^2$ -ek veszélyeire hívja fel a figyelmet.

## ZÁRÓKÖVETKEZTETÉSEK

Az elmondottakat összegezve a következőkben látom a *Moksony Ferenc*cel való vitában kiemelendő pontokat:

– mondanivalójának a részével, miszerint hibás elképzelés az, ha valaki a modellek használhatóságát, jóságát egyedül az  $R^2$  mutató magas értékeivel azonosítja, tökéletesen egyetérték;

<sup>5</sup> Theil (1971) ezzel kapcsolatban idézi *Wishart* eredményeit, amelyek multinormális modell feltételezése esetén is csak nehezen kezelhető, közelítő eredményeket adnak.

– nem értek ugyanakkor egyet azzal a megállapítással, miszerint a nagy  $R^2$  az előrejelzések esetén lényeges, a modellek értékelésénél és a modellépítésnél nem;

– ez utóbbi álláspontomat azzal támasztottam alá, hogy bemutattam az  $R^2$  több lehetséges értelmezését, olyan transzformációit, amelyeket a modellépítés különböző pontjain kiterjedten használnak;

– a nagyon kis  $R^2$ -ekkel rendelkező modellek külön problémát jelentenek, ugyanis a) a nagyon sok magyarázatlan hatás kérdéssé teszi a csekély megmaradó eredményt, tesztelés esetén mindenképpen hátrányos helyzetbe kerülnek az ilyen modellek (természetesen többnyire akkor, ha egymás ellen, nem pedig egy el-képzelt, de nem ismert valóság ellen tesztelünk); b) a fontos  $\overline{R}^2$  modellválasztási kritérium-mutató ekkor negatívává, és ezáltal használhatatlanná válhat; c) gyanítható, hogy a nagyon kis mintabeli  $R^2$  esetén a sokasági  $R^2 = 0$ , ezért az egész modell értelmét veszti.

Mindent összevetve, az  $R^2$  igen sok összefüggésben megjelenő, szinte központi fontosságú diagnosztikai mutató, még akkor is, ha az utóbbi években szerepe átértékelődött. Természetesen nem szabad fetisizálni, de kellő óvatossággal használni lehet és kell, hiszen nagymértékben segíti a modellépítés munkáját. Nagyon kicsi értékei veszélyeket hordoznak, ezért bár a nagy  $R^2$  önmagában nem jelenti azt, hogy a modell jó, a kicsi nagy valószínűséggel azt jelzi, hogy a modell rossz. Lehet, hogy a kicsi néha szép, de többnyire nem jó.

#### IRODALOM

- BUKODI ERZSÉBET – RÓBERT PÉTER (1999): A nők munkaerő-piaci részvétele és a gyermekvállalás. *Statistikai Szemle*, 77. évf. 4. sz. 201–224. old.
- CHAREMZA, W. – DEADMAN, D. F. (1997): *New Directions in Econometric Practice* (2<sup>nd</sup> ed.). Elgar P. Lim, Cheltenham.
- FÉNYES HAJNALKA (1999): Kísérletek az egyenlőtlenségek csökkentésére a felsőoktatásban. *Statistikai Szemle*, 78. évf. 2–3. sz. 151–169. old.
- HUNYADI LÁSZLÓ – MUNDRUCZÓ GYÖRGY – VITA LÁSZLÓ (1996): *Statistika*. AULA, Budapest.
- LEAMER, L. (1978): *Specification Searches*. Wiley & Sons, Inc., New York.
- MADDALA, G. S. (1988): *Introduction to Econometrics*. Macmillan P.C., New York.
- MOKSONY FERENC (1998): A kicsi szép. A determinációs együttható értelmezése és használata a szociológiai kutatásban. *Szociológiai Szemle*, 77. évf. 4. sz. 3–17. old.
- MUNDRUCZÓ GYÖRGY (1981): *Alkalmazott regressziószámítás*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- RAMANATHAN, R. (1993): *Statistical Methods in Econometrics*, Academic Press, San Diego.
- RÓBERT PÉTER (1998): Kik azok a vállalkozók? *Közgazdasági Szemle*, XLVI. évf. 5. sz. 403–427. old.
- THEIL, H. (1971.): *Principles of Econometrics*. Wiley & Sons Inc., New York.

#### SUMMARY

According to some views the coefficient of determination of the multiple regression models has many deficiencies which do not allow its application in a wide range of problems. Debating with these views the paper summarises the advantageous features of the coefficient of determination and shows its central role in regression analysis. The study highlights the properties of this measure in the descriptive statistics, its relation to the different model selection criteria, to the ANOVA  $F$ -test, and asymptotic  $\chi^2$  tests as well. The conclusion of the paper is that in spite of the dangers of misuse of this indicator, its application in regression model-building is inevitable. Extremely small values of this measure which often occur in models of sociology, may indicate serious problems of the underlying model.

## SZEMLE

---

### A NEMZETKÖZI JÖVEDELEM- ÉS VAGYONKUTATÓ TÁRSASÁG ÖTVENÉVES TEVÉKENYSÉGE

A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (International Association for Research in Income and Wealth – IARIW) megalakítását 1947-ben, a Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) Washingtonban, szeptember 15-én tartott ülésén határozta el a világ statisztikus társadalmá. Ez alkalomból áttekintjük az intézmény félszázados munkásságát.<sup>1</sup>

Az alapítást, körülményeit és az első 15 év munkáját C. S. Carsons foglalja össze tanulmányában. A szerző áttekinti a Társaság (Szövetség) alapításának megfontolásait kiemelve, hogy az 1940-es évek végén gyors fejlődésnek indultak a nemzetijövedelem-kutatások és rokonterületeik (például a gazdasági ciklusok) becslései. A kutatási eredmények erős hatással voltak a háború utáni fejlődésre.

Már 1944-ben kialakult a nemzeti jövedelem egyesült államokbeli, kanadai és brit szaktekintélyeinek szoros együttműködése, megvitatták a vizsgálatok alapkérdéseit, statisztikai hátterét. Élénk (bár az előbbtől elszigetelt) kutatási munka jellemezte a skandináv országokat is.

A szervezet alapításának indokai között a szerző elsősorban a nemzetközi összehasonlítások igényét említi, az ENSZ akkoriban kialakuló statisztikai szervezetének kezdeményezésére. Az UN Statistical Office például külön szervezeti egységet alapított a nemzeti jövedelem statisztikáira és a témakör kutatásaira. Az Egyesült Államokban ebben a tárgykörben akkoriban már évtizedes kutatási tapasztalatok álltak rendelkezésre.

<sup>1</sup> Összefoglaló áttekintésünk elsősorban a *Review of Income and Wealth* 1999. évi 3. számában megjelent három cikkére támaszkodik. Az írások szerzői: C. S. Carsons (IMF), R. Ruggles (Yale University) és D. Blades (OECD). Ugyanakkor felhasználtuk a *Statisztikai Szemle* különböző számaiban megjelent beszámolókat és ismertetéseket is, mindenekelőtt Nyilas András: A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság című (1973. évi 6. sz. 593–598. old.) megjelent cikkét.

Az IARIW megalakulását, nemzetközi tapasztalatsere és az egységes nemzetközi módszertan létrehozásának új fórumaként, nagy érdeklődés kísérte.

Az IARIW tagjai három nagy feladatra vállalkoztak: megalkották a Szövetség alapszabályát, nemzetközi konferenciákat szerveztek és megszerkesztették a témakör szakirodalmának bibliográfiáját (Bibliography on Income and Wealth). Az IARIW alapszabálya rögzíti a Szövetség fontosabb érdekeltségi területeit, többek között a nemzeti jövedelem és vagyon meghatározását, mérését; a gazdaság elszámolásait (kezdetben „social accounting” elnevezéssel); a költségvetések vizsgálatát; a nemzetközi összehasonlítást; a nemzeti jövedelem és vagyon aggregálását; a statisztikai módszertant és hasonló, ezekhez kapcsolódó témaköröket.

„A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság szervezeti formáját és tagságát tekintve meglehetősen egyedülálló” írja Nyilas András. A legtöbb nemzetközi társaság ugyanis vagy a nemzeti társaságok összefogó szerve, vagy az ENSZ égisze alatt működő szakosított nemzeti csoportosulás. Ezzel szemben az IARIW olyan speciális érdeklődésű közgazdászok és statisztikusok összefogása, akiknek a kutatási területe elsődlegesen a nemzeti jövedelem és a nemzeti vagyon. A társaság egyéni tagokból áll. Nemzeti intézmények, társaságok csak „pártoló” tagok lehetnek. A társaság tudományos színvonalát „a tagok egyéni kapacitása” garantálja.

A Társaságnak nemre, fajra, állampolgárságra, pártállásra való tekintet nélkül tagja lehet mindenki, aki tudományos eredményeket (publikáció, egyetemi szintű oktatás, kormányzati szaktanácsadás stb.) ért el a Társaság céljaként megfogalmazott témakörben. Az egyéni tagfelvétellel két tag ajánlása szükséges, a felvételtől a Társaság vezető testülete, a Tanács dönt. A felvételt azonban a tagság többségének jóvá kell hagynia. Az angliai Cambridge-ben 1949-ben

tartott első konferencia időpontjában a taglétszám 110 volt.” (Nyilas; 1973)

A brit King's College-ban, Cambridge-ben 1949. augusztus 27. és szeptember 3. között tartották az első közgyűlést, amelyen 15 tanulmányt vitattak meg, és további 8 dolgozat volt hozzáférhető. A szerző ismerteti e tanulmányok, dolgozatok íróit és címeit, értékeli az akkor indult nemzetközi tapasztalatcsere hozzájárulását a tudományterület fejlődéséhez. Az első IARIW-konferencia előadója volt két későbbi Nobel-díjas (S. Kuznets és R. Stone), akik a Bizottság munkájában is részt vállaltak. A cikk áttekintést ad az IARIW Council személyi összetételéről, az 1949 és 1961 közötti időszak két éves ciklusai szerint.

Az IARIW másfél évtized alatt megtartott 6 közgyűlésén összesen 150 tanulmányt tűztek napirendre, ebből összesen 71 jelent meg az IARIW kiadványsorozatában (az „Income and Wealth” 9 kötetében). A cikk részletesen ismerteti a visszatekintő irodalomjegyzékek jellemzőit.

A Cambridge-ben, 1949-ben tartott első közgyűlés után Royoumont (1951), Castalgandolfo (1953), Hindsgavl (1955), Arnheim (1957) és Portoroz (1959) volt a konferenciák helyszíne. További regionális konferenciákat is rendeztek, például Rio de Janeiróban (1959), Hongkongban (1960), Addis-Abeában (1961) és Isztambulban (1962).

A több mint 1500 bibliográfiai egységet tartalmazó „Bibliography on Income and Wealth, 1937–1947” című kötetben a nemzeti jövedelem becslését tárgyaló művek aránya (48%) a meghatározó, e tárgykör nemzeti elszámolásának elméletét és módszertanát a közlemények további 11 százaléka tárgyalja. A nemzeti vagyon becsléseivel a közlemények 7 százaléka, a jövedelem és vagyon megoszlásának becsléseivel 10 százaléka, a munkaerő területi szerkezetének becslésével 4 százaléka, a témakör nemzetközi összehasonlításával 3 százaléka foglalkozott.

Az első másfél évtized során kibontakoztak az IARIW tevékenységét a későbbiekben is meghatározó alapvető tárgykörök: a nemzetgazdasági elszámolások és a nemzeti számlák integrált rendszere, valamint a gazdaság növekedésére, a nemzetközi összehasonlításokra irányuló elméleti és empirikus kutatások, a rendelkezésre álló adatok elemzése, az ezekkel kapcsolatos módszerek összehangolása. A szerző visszatekint az itt említett fontosabb igazodási pontokat kitűző tanulmányok keletkezésére, valamint fogadtatására. A nemzetgazdaság elszámolása (1949-ben a „social accounting” fogalommal említve) alkalmas arra, hogy az elméleti tételeket összevessék az empirikus vizsgálatok eredményei-

vel, lehetőséget ad továbbá olyan információs igények összeállítására, amelyek a gazdaság elemzéséhez szükségesek. Az elszámolások keretét nyújtanak az említett információk mintavételes gyűjtésére a gazdaság különféle jellegű tranzakcióiról, és rendszeresen összegezik a gazdaság folyamatait, ami hasznos az oktatás, az elemzés, valamint a politikai döntések szempontjából. Az alapvetés ebben a tárgykörben R. Stone érdeme.

Igen fontos a gazdasági növekedéssel kapcsolatos alapvetés, amely jórészt S. Kuznets korabeli munkáira támaszkodott. Az IARIW alapítói közül M. Gilbert munkássága is kiemelésre méltó, elsősorban az adatforrások és a módszerek nemzetközi összehasonlíthatóságának igénye kapcsán. A becslések megbízhatóságát vizsgálva figyelmet érdemel az elméleti összefüggések tisztázottsága, az adatgyűjtések és az igénybe vett adatbázisok minősége, a becslési folyamatok kimutatható bizonytalansága, valamint az adatsorok értékeinek illeszkedése a korábbi felvételekhez és becslési eljárásokhoz.

Az Egyesült Államokban élő Richard és Nancy Ruggles tevékenysége, a hatvanas évek elejétől 25 éven át, szorosan kapcsolódott az IARIW és folyóirata működéséhez. R. Ruggles személyes hangvétellel tekint vissza a dinamikus fejlődés időszakára. Kiemeli az amerikai egyetemek és alapítványok szerepvállalását a nemzetközi testületek anyagi és szellemi hátterének megteremtésében, az IARIW 1965-ben végrehajtott újrászervezésében.

A norvégiai Lomban tartott, 1965. évi közgyűlésen a Bizottság javaslatára több lényeges változásról döntöttek. A konferenciák kiadványai helyett egy új, *The Review of Income and Wealth* című folyóiratban jelennek meg a tanulmányok, és a folyóirat közül a tárgykörbe tartozó más dolgozatokat is. Az IARIW tagsága a tagdíj megfizetésének kötelezettségét vállaló szakmai szövetségekkel bővült, és felkérték a nemzeti statisztikai hivatalokat, hogy tagként kapcsolódjanak be a közös munkába, vállaljanak anyagi hozzájárulást. A folyóirat alapításának igen kedvezők voltak a hatásai, a szerkesztőség munkáját nagy nemzetközi érdeklődés kísérte. A folyóirat első száma 1966 márciusában jelent meg.

A cikk függeléke részletesen ismerteti a 25 éves időszakban tartott közgyűlések helyszíneit, az ülések elnökeit, megtárgyalt tanulmányait és azok szerzőit. A sort a görög Korfuban 1963-ban tartott konferencia nyitja, ezt követte a norvég Lomban (1965), az izraeli Nethanyaban (1969), a svéd Ronnebyban (1971), a magyar Balatonfüreden (1973), a finn Aulankoban (1975) a brit Yorkban (1977), az osztrák Pörschachban (1979), a francia Govieuxban (1981), a Luxemburgban (1983), a holland Nordwijkerhoutban (1985)

és az olasz Rocca di Papaban (1987) rendezett közgyűlés. Az elnökök, valamint a megvitatott tanulmányok szerzői között említi a felsorolás *Kennessey Zoltán és Drechsler László* nevét. Ebben az időszakban is rendeztek regionális konferenciákat, például a Közép-Keleten (1962), Dél-Amerikában (Rio de Janeiro, 1974), Ázsiában (Manila, 1978) és Afrikában (Duala, Kamerun, 1982).

Ruggles kiemeli a „keleti nyitás” folyamatát, amelyet 1965-ben a Ford-alapítvány juttatása tett lehetővé. A szerző a hatvanas évek közepén felkereste az IARIW munkájába meghívásra ajánlott KGST-országokat: a csehszlovák, a lengyel, a magyar és a román statisztikai hivatalokat, valamint közgazdasági kutatóhelyeket. Az említett országokat mentesítették a tagdíj megfizetése alól és fedezték a közgyűlési részvételhez szükséges kiutazási költségeket.

A szerző a vizsgált 25 éves időszak egyes periódusait meghatározó gazdasági folyamatokkal összefüggésben értékeli a tanulmányok érdeklődési körének, valamint módszereinek változásait. Rámutat arra a „katalizátor” jellegű hatásra, amelyet az IARIW tevékenysége, különösen a nemzeti számlák kapcsán a közgazdászokra, a nemzeti statisztikai szolgálatok munkatársaira, a nemzetközi testületekre, a tudományos kutatókra kifejtett. Elősegítették, hogy kialakuljanak a társadalmi mutatók, valamint a környezeti és egyéb járulékos hatásokat számszerűsítő „szatellit”-számlák.

Az IARIW nagy szerepet vállalt az ENSZ által felülvizsgált Nemzeti Számlák Rendszere (System of National Accounts – SNA 1993) kialakításában. Az elmúlt évtized közgyűléseinek helyszínei: a német Lahnstein (1989), a svájci Flims (1992), a kanadai St. Andrews (1994), a norvég Lillehammer (1996) és öt évtized múltán ismét a brit Cambridge (1998). Ebben az időszakban speciális konferenciákat is szerveztek, ezek közül kettőt a környezeti számlákról (Baden, 1991 és Tokió, 1996), egyet-egyét a mikroszimulációról, a közszolgáltatásokról (Canberra, 1993) és a fejlődés méréséről (Új-Delhi, 1998).

*D. Blades* részletesen elemzi a *Review of Income and Wealth* folyóirat innovációs törekvéseit, például az elektronikai adathordozók (mágneslemezek) kiadását, szemleciók közlését, nívódíjak odaítélését, a konferenciák tanulmányainak közlését és hasonlókat. Az elméleti és az empirikus jellegű

közlemények arányát értékelve a szerző arra következtetésre jut, hogy a két közlési forma szerint az IARIW érdeklődése döntően (70 százalékból) az empirikus tanulmányokra irányul, és csak 30 százalék az elvi jellegű munkák részesedése.

A folyóirat alkalmazkodott a kilencvenes években tapasztalható gazdasági és politikai változásokhoz, nagy figyelmet kaptak a liberális gazdasági folyamatok, például a dereguláció, a privatizálás, a csökkentett adóterhek, a csökkenő kormányzati ráhatás jövedelmi és vagyoni hatásai. A szerző az időszaki témakörök között említi többek között a gazdaság globálisá válásának a termelésre és termelékenységére, az áruk és a tőke nemzetközi áramlására, a jövedelmek és a vagyon nemzetek közötti megoszlására gyakorolt sokrétű hatásait, bár a „globalizáció” közvetlenül a vizsgált 40 folyóirat-szám egyikében sem szerepelt. A cikkek növekvő része vizsgálja a piacgazdaságra áttérő európai és ázsiai országok gazdasági folyamatait, a nemzeti számlák meghonosításának helyzetét, például a Szovjetunió utódállamaiban és Kínában.

*Blades* utal a környezeti számlákkal foglalkozó vizsgálatok publikációira, a szatellit-számlákkal kapcsolatos tanulmányokra. Figyelmet érdemelnek a népesség korösszetételét elemző dolgozatok, az egyik szerző például (1997 decemberében) a társadalom korosodásból eredő gazdasági hatásokat vizsgálta.

A szerző az IARIW folyóiratának szerkesztési elveit összeveti a közgyűléseken elfogadott tanulmányok szelekciójával, és ez utóbbit demokratikusabbnak minősíti. A konferenciák szervezői, a szabott időkeretekre is tekintettel, válogatni kényszerülnek, és az értékes mondanivalót többnyire előnyben részesítik. Arra is utal a szerző, hogy az ismert témáknak és szerzőknek meglehetősen nagy esélyük van a bekerülésre, míg a gyökeresen új vizsgálati területek, valamint kezdő szakemberek alig kapnak teret az IARIW folyóiratában. Hiányolja a cikk a szélesebb látókörű dolgozatokat (amilyen például a gazdasági folyamatok globális jellege), jelenleg ugyanis meglehetősen szűk vizsgálati sávra összpontosulnak (például „egyenérték-skálák” szerkesztését, a rejtett gazdaság egyes vonatkozásainak mérését mutatják be igen részletesen, a megjelent dolgozatok).

*Náduvvari Zoltán*

## A STATISZTIKATÖRTÉNETI SZAKOSZTÁLY XXXVII. VÁNDORÜLÉSE SOPRONBAN

A Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztálya 2000. április 27–28-án rendezte

meg XXXVII. vándorulását. A vándorulás – a korábbiakhoz hasonlóan – számos témával foglalko



zott, de jól érzékelhetően kirajzolódott két tárgykör: az Általános Mezőgazdasági Összeírás (ÁMÖ) és a népszámlálás. Ez nem véletlen, mert az ÁMÖ már a feldolgozás stádiumában volt a tanácskozás időpontjában, az ezredfordulós népszámlálás előkészítése pedig több szempontból is előrehaladt (1999 őszén két megyében lezajlottak a próbanépszámlálások, és 1999 végén az Országgyűlés elfogadta a népszámlálásról rendelkező törvényt). E két kiemelkedő jellegű aktuális összeírási feladat történeti előzményei nyilvánvalóan fokozott érdeklődésre tarthatnak számot.

A tanácskozás színhelye ebben az évben Sopron volt. Ez a történelmi hangulatú város ezúttal második alkalommal adott helyet a vándorülésnek. A vendéglátók minden feltételt megteremtettek ahhoz, hogy a résztvevők méltó keretek között kapcsolódhassanak be a programba. A szállást a szép természeti környezetben fekvő Szieszta Hotelben biztosították, és ugyanitt rendezték az üléseket is.

A Szakosztály vezetősége erre az alkalomra külön meglepetést is előkészített: az 1999-ben kiadott „A Statisztikatörténeti Szakosztály ülésein elhangzott előadások (1963–1998)” c. bibliográfia után a jelenlévők megkapták a „Beszámoló a Statisztikatörténeti Szakosztály vándorulásairól (1963–1999). A Statisztikai Szemlében 1963 és 1999 között megjelent beszámolók gyűjteménye” c. kiadványt. Ebből képet kaphattak arról, hogy az elmúlt több mint három és fél évtized folyamán a statisztikatörténethez kapcsolódóan a témák milyen széles választéka szerepelt az ülések napirendjén. Az előadók között több ismert szaktekintély nevét fedezhettük fel, de fájdalmas érzés volt arra gondolni, hogy néhány régi neves előadó ma már nem lehet közöttünk.

A 2000. évi vándorülés megnyitására április 27-én került sor. A nyitóülés elnöke dr. Vukovich Gabriella, a KSH elnökhelyettese volt, aki köszöntötte az ülés résztvevőit, és eredményes munkát kívánt. Bevezető szavaiban külön utalt továbbá arra, hogy a tanácskozás napirendjén miért kap meghatározó szerepet a népszámlálás és a mezőgazdasági összeírás kérdése.

Az első előadást dr. Klinger András kandidátus, c. egyetemi tanár, a KSH ny. elnökhelyettese tartotta „A magyar népszámlálások népességfogalmainak változása” címmel, melyben a fogalmi rendszer mintegy két évszázados alakulását tette vizsgálat tárgyává. Rámutatott arra, hogy a fogalmi rendszer kidolgozásánál mindig szem előtt kell tartani bizonyos alapvető követelményeket: így biztosítani kell az adatok összehasonlításának lehetőségét, meg kell felelni a nemzetközi ajánlásoknak, egyúttal a nem-

zetközi összehasonlítás igényének, és alapot kell teremteni az adatok továbbvezetéséhez. Az előadó egészen a II. József által elrendelt összeírásig visszamenően tekintette át a lakosság definíciójának változását. A rendelkezésre álló információk fokozatosan bővültek, de a publikált adatok 1960-ig alapvetően a jelenlevő népességre vonatkoztak. 1970-ben hét népességekategóriát alakítottak ki, amelyekből az összeírt, az állandó és a lakónépesség is megállapítható.

Ezt követően Richard Gisser, az Osztrák Statisztikai Hivatal Népesedésszatisztikai főosztályának vezetője, a Demográfiai Intézet igazgatója „Az osztrák népszámlálások múltja és jövője” c. előadásában rámutatott arra, hogy a kiegyezésig a Habsburg Birodalom egész területén Bécsből irányították az egységes népszámlálásokat, így például a II. József által elrendelt összeírást, vagy később az 1857. évi népszámlálást. A dualizmus idején az osztrák és a magyar népszámlálások párhuzamosan folytak. 1918 után a két állam szétválása ilyen tekintetben is eltérő feltételeket teremtett. Ausztria jelenleg már mint EU-tag készül a 2001. évi népszámlálásra, amely a népesség, a lakások, az épületek és a munkahelyek összeírását fogja jelenteni.

Hazai problémával foglalkozott Cibulka Zoltánnak, a KSH főosztályvezetőjének előadása (amelynek előkészítésében Nagy Orbán, a KSH főtanácsosa is közreműködött) „Az érzékeny kérdések (nemzetiség, vallás, egészségi állapot) szerepe a népszámlálási felvételben” címmel, melyben kitért a népszámlálás törvényi alapját képező jogszabályokra és törvényekre. Ezek közül a téma szempontjából kiemelt jelentőségű az adatvédelmi törvény, valamint a nemzeti és etnikai kisebbségek jogairól szóló törvény, hiszen e törvények eredményeként a 2001. évi népszámlálási összeírás név nélküli lesz, továbbá – habár a népszámlálási törvény kötelező adatszolgáltatást ír elő – a nemzetiségi és vallási hovatartozásra, valamint a fogyatékosokra vonatkozó kérdések megválaszolásakor lehetőség lesz a „nem kíván válaszolni” válasz megjelölésére.

Az előadás továbbá történeti áttekintést adott a nemzetiségi és a felekezeti hovatartozás vizsgálatáról az első népszámlálástól kezdődően, valamint azokról az ismérvekről, melyek alapján e kérdést a népszámlálások során vizsgálták. A felekezeti hovatartozást tudakoló kérdés a kezdetektől 1949-ig szerepelt a népszámlálási kérdések között, és ötven év után, 2001-ben újra bekerül a kérdések közé. Mivel egyre növekvő társadalmi igény jelentkezett a fogyatékosokra vonatkozó információk iránt, a 2001. évi népszámlálás a tartós fogyatékoság és a legsúlyosabb fogyatékoság felől is érdeklődik.

A nyitólés negyedik előadását *Ivanics Ferenc*, a Győr-Moson-Sopron Megyei Közgyűlés elnöke tartotta „Győr-Moson-Sopron megye a görbék tükrében” címmel. Előadása három, földrajzilag közelálló, hasonló adottságokkal rendelkező térség, Győr-Moson-Sopron megye, Vas megye, valamint Burgenland összehasonlítását nyújtotta, többek között a közúthálózat, a GDP- és a halálozási adatok tükrében. Az eredmények azt mutatják, hogy míg Vas és Győr-Moson-Sopron megye között az eltérések nem jelentősek – bár Vas megye a legtöbb tekintetben kedvezőtlenebb képet mutat –, Burgenland kiemelkedően jobb demográfiai, makrogazdasági és infrastrukturális mutatókkal rendelkezik.

A vándorülés első munkauilését április 27-én délután *dr. Faragó Tamás* kandidátus, a KSH Népeségstudományi Kutató Intézet tudományos tanácsadója, a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztályának elnöke vezette.

A munkauilés első előadója *dr. Dányi Dezső*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. igazgatója volt. Előadásában „Baja, Debrecen, Mosonmagyaróvár gabona- és élelmiszerárai 1848 előtt” címmel e három város piacain bekövetkezett árváltozásokat elemezte, amely változások egyúttal három egymástól különböző gazdasági térség viszonyait juttatták kifejezésre. A különbségek e térségek között jelentősek voltak. Az előadó által bemutatott grafikonok meggyőzően igazolták továbbá, hogy az egyes városokban időben is lényeges ingadozások mentek végbe. Ezek – az idényszerű változásokon túlmenően – részben természeti tényezőkkel (aszály) részben társadalmi-gazdasági folyamatokkal magyarázhatók. Érdekes megállapítása volt az előadónak, hogy a vizsgált időszakban olyan gazdasági fogalmakat is használtak, amelyeket a közvélemény csak a XX. században ismerhetett meg. Ezek között említhető például a „dömping” vagy a „monopólium”.

A következő előadó *dr. Jeney Andrásné*, a KSH Levéltár igazgatója, „Az 1598-as házösszeírás” c. előadásában – a *Dávid Zoltán* által készített elemzés alapján – a házadó bevezetése kapcsán végrehajtott 1598-as házösszeírás történetét mutatta be, és az összeírás alapján készített becslést Magyarország XVI. század végi népességére. Eszerint 1598-ban Magyarország népessége 960 000–1 100 000 közöttre tehető, a házak száma pedig 160 ezerre.

Érdekes színpoltja volt a vándorülésnek *Csóka Gáspárnak*, a Czuczor Gergely Bencés Gimnázium igazgatójának, „A bencések gazdálkodása a XIX. és a XX. században” című előadása, amelyben a bencés rend magyarországi történetét, meghatározó történeti korszakait és gazdálkodását tekintette át, részletesebben szólva a rend XIX. és XX. századi

gazdálkodásáról. Ennek keretében szólt a XIX. századot meghatározó központosító törekvésekről, amikor a legfőbb gazdasági tényező a főpap volt, majd a *Hajdú Tibor* főpap által a XX. század húszas éveitől kezdeményezett decentralizációról, melynek eredményeképpen az apátok közvetlen ellenőrzési joggal rendelkeztek a rend birtokai felett, és a rendtagok jogkörét is kiszélesítették. Az első világháború veszteségei, az adósságok, valamint az 1920-as évekbeli nehéz gazdasági helyzet után fellendülés volt tapasztalható, melynek során már gazdasági szakembereket alkalmaztak a rend gazdasági ügyeinek, feladatainak ellátására.

Az ülés záró előadását *Turbuly Éva* Győr-Moson-Sopron Megye Soproni Levéltárának igazgatója tartotta, és az 1921. évi soproni népszavazás történetét ismertette. „A nyugat-magyarországi kérdés és a soproni népszavazás” címmel. Az első világháborút lezáró békeszerződések a jelenlegi Burgenland tartománnyal együtt Sopront és környékét is Ausztriának ítélték. Az előadó ismertette azokat az eseményeket, amelyek arra vezettek, hogy – a békeszerződések rendelkezésével ellentétben – az osztrák és a magyar kormány Sopront és környékét illetően közvetlen megegyezést kötött. Ennek értelmében e terület végleges hovatartozását népszavazás döntötte el. A titkos szavazásra – az antanthatalmak által kijelölt bizottság ellenőrzése mellett – 1921 decemberében került sor, és a lakosság nagy többsége kinyilvánította, hogy hazánkhoz kíván tartozni. A korabeli anyanyelvi adatok és a szavazási eredmények egybevetése azt bizonyítja, hogy a német anyanyelvű népesség jelentős hányada is így döntött. Sopron és környéke ezáltal továbbra is Magyarország része maradhatott. Az Országgyűlés 1922-ben méltán adományozta Sopron városának a „Civitas Fidelissima” címet.

A második munkauilésre, amely népszámlálási kérdésekkel foglalkozott, április 28-án reggel került sor. Az elnöki tisztet ezúttal *dr. Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese látta el.

Az első előadást *Szűcs Zoltán*, a KSH osztályvezetője tartotta „A családdal, háztartással kapcsolatos kérdések a népszámlálási tematikában” címmel. Az előadás áttekintést adott a népszámlálások során a család-háztartás témában használt fogalmakról, azok változásáról és tartalmuk alakulásáról. Az előadásban különös hangsúlyt kapott a háztartás és a család fogalmának változása, alakulása a II. József-féle népszámlálástól az 1990-es népszámlálásig.

Ezt követte *dr. Fóti Jánosnak*, a KSH ny. főosztályvezető-helyettesének és *dr. Lakatos Miklósnak*, a KSH főosztályvezető-helyettesének, a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztálya titkár

rának előadása „Adatvédelem a népszámlálások történetében, különös tekintettel az 1941. évi népszámlálás adatainak felhasználására” címmel. Az előadás tárgyát a népszámlálási adatok védelme képezte. Tekintettel arra, hogy a dr. Lakatos Miklós összeállításában megjelent „Az adatvédelem jogi szabályozása a magyar népszámlálások történetében” c. kiadványt a résztvevők rendelkezésére bocsátották, az előadás csupán az e kiadványban részletesen kifejtett kérdések rövid értékelésére szorítkozott. Rámutatott arra, hogy a magyar népszámlálások 130 éves története folyamán a jogi szabályozás mindig biztosította az állampolgárok által bevallott adatok titkosságát. Az adatvédelem kérdése a rendszerváltozás után – összhangban az EK, illetve az EU előírásaival – nyomatékos hangsúlyt kapott. Ennek jegyében külön adatvédelmi törvényt készült és az új statisztikai törvényt, valamint a nemzeti és etnikai kisebbségek jogaival kapcsolatos törvényt is szigorú előírásokat tartalmazott. A soron következő népszámlálás előkészítése folyamán ezeket a szabályokat természetesen figyelembe kellett venni.

Az elmúlt 130 évre visszatekintve megállapítható, hogy a népszámlálási adatok védelmének megsértésére csak egy alkalommal került sor: a második világháborút követően az 1941. évi népszámlálás adatait használták fel a magyarországi német lakosság kitelepítésénél.

A szövetséges hatalmak Potsdamban megtartott értekezletén hozott határozatra hivatkozva a magyarországi Szövetséges Ellenőrző Bizottság (SZEB) 1945-ben felhívta a magyar kormányt a német lakosság kitelepítésének megszervezésére. Így a szuverenitásában korlátozott kormány bár elvetette a „kollektív büntetés” elvét, nem térhetett ki olyan rendelkezés kiadása elől, amely előirányozta az 1941. évi népszámlálás alkalmával magukat német anyanyelvűnek (nemzetiségűnek) valló állampolgárok kitelepítését. A KSH akkori vezetősége tiltakozott a népszámlálási adatok ilyen célú felhasználása ellen, de az utasítást kénytelen volt végrehajtani. Ennek utóhatása évtizedekig érzékelhető volt a nemzetiségi adatok bevallásánál. Nem kétséges ugyanis, hogy az eljárás nem csupán az akkor hatályos statisztikai törvényt sértette meg, hanem a lakosságnak adott azon ígéretet is, hogy a népszámlálási bevallás senkire nézve hátrányt nem jelenthet.

Az április 28-i délelőtti, harmadik munkaiülésen *Laczka Sándorné*, a KSH főosztályvezetője, a Magyar Statisztikai Társaság főtársa elnökölt.

A mezőgazdasági kérdésekkel foglalkozó ülésen *Oros Iván*, a KSH szakértője a népesség- és agrárcenzusok felvételeiben mutatkozó párhuzamokat mutatta be „Párhuzamok a népesség- és agrárcenzusok felvételeiben a XX. században” c. előadásában. Is-

mertette a magyarországi mezőgazdasági összeírások történetét és tartalmi változásait, valamint a népszámlálások mezőgazdasági földterületre, földbirtoklásra vonatkozó kérdéseinek alakulását és a két felvétel összefüggéseit. Az előadó hangsúlyozta, hogy a két felvételnek összekapcsolhatónak kellene lennie.

Ezt követően *dr. Ay János*, a KSH szakértője „A mintavételes mezőgazdasági megfigyelések az USA-ban” című előadásában a mintavételes módszerek fejlődését mutatta be az Egyesült Államokban végzett mezőgazdasági megfigyelések példáján. Az első mezőgazdasági termésre vonatkozó reprezentatív statisztikákat az iowai egyetemen dolgozták ki 1943-ban. A módszerek azóta finomodtak, bővült a megfigyelésbe bevont egységek száma. Ma már sikeresen alkalmazzák a telefonos megkérdezés, sőt a műholdas megfigyelés módszerét is.

Befejezésül *Holka László*, a KSH tanácsosa, *B. Stehlikova* kandidátus, a Nyitrai Közgazdaságtudományi Egyetem megjelenni nem tudó tudományos munkatársát is helyettesítve, valamint *Kovács Barna* PhD hallgató „Az agrárrolló határon innen, határon túl” c. előadásukban az agrárrolló kérdését vizsgálták. Az agrárrolló vizsgálatának olyan gazdaságokban van értelme, ahol a piacnak legalább bizonyos szerepe van. Magyarországon is csak a kötelező beadás eltörlésétől (1957) lehetett szó az ilyen irányú korábbi vizsgálatok felújításáról, míg Szlovákiában csupán a legújabb időben kezdhették el az agrárrolló vizsgálatát. E mutató az agrárnépesség helyzetének értékelésénél alapvető fontosságú, ezért a módszertani fejlesztés ebben a tekintetben is igen fontos követelmény.

Rövid zárszavában *dr. Faragó Tamás* nagyra értékelt a vándorülés eredményeit, változatos témájú előadásait és az üléseket záró vitákat, hozzászólásokat. Hangsúlyozta, hogy a vándorülések rendezését ezután is folytatni kell.

\*

A statisztikatörténeti vándorülések hagyományainak megfelelően a kulturális programok most sem maradtak el.

Sopron néhány nevezettségének megsejtelése után sor került *Thirring Gusztáv* sírjának megkoszorúzására az evangélikus temetőben. A koszorúzás alkalmával *dr. Vukovich Gabriella* elnökhelyettes méltatta a kiváló, sokoldalú statisztikus emlékét, akinek munkássága nagyban hozzájárult a magyar statisztika fejlesztéséhez, nemzetközi tekintélyének, elismertségének növeléséhez.

Végül pedig a résztvevők meglátogatták a Hansági Nemzeti Parkot, amelynek csodálatos világa

megkapó és védett természeti értékeinek gazdasági jelentősége is vitathatatlan.

Dr. Fóti János – Záhonyi Márta

## MAGYAR NYELVŰ SZAKIRODALOM

B. KRÖPFL – W. PESCHEK – E. SCHNEIDER –  
A. SCHÖNLIEB:

### ALKALMAZOTT STATISZTIKA

Műszaki Könyvkiadó, Budapest. 335 old.

Mindenki, aki statisztikával foglalkozik, különösen, ha a statisztika oktatása a területe, örül annak, hogy a statisztika módszertanát tárgyaló könyvek választéka egyre bővül. Egymás után jelennek meg új tankönyvek és szakkönyvek magyar szerzőktől és külföldi szerzők műveinek fordításai. A négy osztrák szerző, *B. Kröpfl, W. Peschek, E. Schneider, A. Schönlieb* „Alkalmazott statisztika” a Műszaki Könyvkiadónál 2000-ben megjelent könyve a legújabb tagja ennek a sorozatnak.

A könyv a leíró és a matematikai statisztika egyes fejezeteit ismerteti az olvasókkal a tárgyhoz viszonyítva könnyed stílusban és sok példával gazdagítva. Célja, a magyar előszó tanúsága szerint, hogy segítse azt a hazánkban megindult folyamatot, amelynek során az iskolai matematikai oktatás keretében a statisztika megfelelő szerepet kapjon. Ehhez kíván a tanárok és a tanárjelöltek számára használható segédkönyvet nyújtani. Az olvasók számára írt útmutató viszont arról tanúsodik, hogy a könyvet sokkal szélesebb körben használják, a statisztikát alkalmazók számára íródott és az üzemgazdász-, informatikus-, szociológus-, matematikus- valamint a matematikatanárképzésben többször is kipróbálták.

A német nyelvű eredeti mű két részre tagozódik. Az első rész hat fejezete a leíró statisztikát, a második rész további három fejezete pedig a valószínűség-elméletet és a matematikai statisztikát tartalmazza. A magyar változat kilenc fejezete is lényegében ezt a két fő tárgykört öleli át, de a két fő fejezet nem különül el egymástól és 1–9. folyamatosan következnek az itt ismertetett sorrendben. Kiegészül még magyar változat *Kötél Tamás*: Bevezetés a statisztikába a TI-83 grafikus számítógép segítségével című tanulmányával és egy magyar nyelvű statisztikai irodalomból válogatott ajánlott irodalomjegyzékkel.

A könyv 1. fejezete a statisztikai munka problémafelvetésével és az adatgyűjtéssel foglalkozik. Bemutatja, hogy a munka mindig a probléma felvetésével kezdődik, ettől függ az információ megszerzésének módja, a megfigyelés köre (a teljes sokaságra, vagy annak csak egy részére, a mintára terjed ki),

az adatgyűjtés módszere, a kérdőív szerkezete, a kérdések és felvetésük módja.

A 2. fejezet az adatok ábrázolásának különböző módjait mutatja be: a táblázatokat és a diagramokat. Felsorolja a diagramok alapfajtaát és kitér a bonyolultabb ábratípusokra. Ismerteti a koncentráció ábrázolásának eszközét, a Lorenz-görbét is. Nagy teret szentel ez a fejezet a grafikus ábrázolások „bukta-tóinak”. Ezek közül kiemeli a túlzásfolt ábrákat, amelyek inkább gátolják, mint elősegítik a grafikus ábrákkal elérendő célt, a gyors és egyszerű összehasonlítást. Bemutatja, hogyan használhatja fel a grafikon szerkesztője az optikai hatásokat saját előnyére.

A 3. fejezet a gyakorisági eloszlásokkal foglalkozik. Itt jelennek meg olyan fogalmak, mint a gyakoriság, a relatív és a kumulált gyakoriság, az osztályokba sorolás, a szár-és a levéldiagram és más, a mennyiségi ismérvek szemléltetésénél használt ábratípus (a hisztogram és a gyakorisági poligon).

A 4. fejezet tárgya a középérték mint a lista információtartalmának egy reprezentatív számértékbe foglalása. Bemutatják a szerzők a számtani középérték és számításánál alkalmazható egyszerűsítéseket, a számtani átlag tulajdonságait, a mértani és a harmonikus átlagot, valamint a helyzeti középértékeket, a mediánt és a móduszt. A 4.4. alfejezet értékes információkat nyújt arról, hogyan válasszunk a különböző skálákon mérhető ismérvek esetében az egyes középértékek közül.

Az 5. fejezet az szóródási mutatókkal és a ferdeséggel foglalkozik. A terjedelem, az interkvartilis terjedelem (ezzel összefüggésben bemutatja a doboz-, illetve sodrófadiagramot) az abszolút és négyzetes eltérés, a szórás, illetve a variációs együttható és a variabilitás jelenik meg az ismérvek különbözőségének mértékeként. A szórás tulajdonságait is tárgyalja a könyv, de a ferdeség mutatói közül egyedül a harmadrendű centrális momentumot említik meg a szerzők.

A 6. fejezet az ismérvek közötti összefüggéseket tárgyalja, kétdimenziós leíró statisztika címen. Itt ismerkedünk meg a pontdiagrammal, a lineáris regresszióval, a korrelációs számítással, a legkisebb négyzetek módszerével és a Spearman-féle rangkorrelációs együtthatóval. Megemlíti a nem lineáris regressziót is (az exponenciális függvényt és a másod-, valamint a harmadfokú polinomot). A fejezet nem tesz különbséget a regressziós függvény és az idősorok alapirányzatát leíró analitikus trendek kö-

zött. A kettőt párhuzamosan tárgyalja. Az idősorok elemzésének eszközei közül bemutatja még a mozgóátlagos trendet és a szezonális ingadozások mérőszámai közül a szezonindexet. A 6.5. alfejezetben a kontingencia-analízis eszközei közül a kontingencia-együtthatót említik meg a szerzők és bemutatják a négycellás táblázatok esetére a Cramer-féle mérőszámot.

A 7. fejezet első részében a mintavételes eljárásokkal (a véletlen kiválasztási módokkal) foglalkoznak a szerzők. Majd ismertetik a valószínűség fogalmát, tulajdonságait és kiszámításának szabályait, valamint a valószínűségi változót és a valószínűségi eloszlást (részletesen a binomiális eloszlással foglalkozva). Ezután ismét visszatérnek a mintavétellel kapcsolatos kérdésekre: a visszatevéses és visszatevés nélküli kiválasztásra, a kis- és nagyminták megkülönböztetésére és ennek kapcsán bemutatják, hogy nagyminták esetén a binomiális eloszlás közelíthető a normális eloszlással.

A 8. fejezet a hipotézisvizsgálatok alapkérdéseit tárgyalja (az egy- és kétoldali próbákat, az elfogadási tartományt, az első- és másodfajú hibát). Bemutatja, hogyan kell meghatározni a vizsgálatához szükséges minta méretét.

A 9. fejezet egy sor paraméter (az arány, az átlag, a szórás, a medián, a korrelációs együttható, a regressziós egyenes meredeksége és tengelymetszete) becslését és a becsléshez tartozó konfidencia-intervallum meghatározását adja meg.

A könyvet Függelék zárja, melyben a tárgyalt módszerek alkalmazásához szükséges táblázatok találhatók.

A szerzők az ismertetett módszerek alkalmazását tényleges adatok, vagy valószínű esetek segítségével, mutatják be. Minden fejezet gazdag példanyaggal és a feladatokhoz megfogalmazott megjegyzésekkel zárul.

Az eredeti mű és a magyar változat tartalmának ismertetése alapján látható, hogy a szerzők a statisztika eszköztárából nagyon gazdag választékot kínálnak, mindezt az eredetiben 260 oldal, a magyar változatban 334 oldal terjedelemben. Így érthető, hogy a módszerek nagy részét többnyire csak megemlítik és nem derül ki, hogyan lehet azokat alkalmazni, a mérőszámok értékét meghatározni és az eredményeket értelmezni. Így ahhoz, hogy a könyvből merített tudás felhasználható legyen, tanórákon nyújtott kiegészítésekre, a módszerek gyakorlására van szükség. Ezt szolgálják a fejezetek végén felszo-

rakoztatott példák, de azok megoldásához, illetve annak eldöntéséhez, hogy a megoldások megfelelőek-e, a fejezetekben leírtak többnyire nem elégségesek. Ez is azt támasztja alá, hogy egyéni tanulásra nem, de szervezett oktatási formákban, tanár segítségével feldolgozva, vagy az ajánlott irodalmakkal együtt jól használható ez a kézikönyv.

Megjegyezzük, hogy a paraméterek becslési eljárásának bemutatásánál a szerzők többnyire nem adták meg azoknak a feltételeknek a leírását, amelyek szükségesek ahhoz, hogy a becslőfüggvények alkalmazhatók és a konfidencia-intervallumok meghatározhatók legyenek.

A magyar szakirodalmat ismerők számára a könyv tanulmányozását zavarja, hogy a fordítók nem minden esetben alkalmazták a már bevezetett és a hazai gyakorlatban általánosan használt szakki-fejezéseket. Így például: az osztott oszlopdiagram elnevezést a sávdigram kifejezéssel (26. old.), a mozgóátlagot csúszóátlaggal (143. old.), a szezonindexet pedig viszonylagos szezonális ingadozás kifejezéssel (144. old.) helyettesítik.

A fordításban keveredik az átlag és a középérték megnevezés is, az ebből következő problémát jól szemlélteti a 88. oldalon található szövegrész: „A medián (vagy „középső érték”) a listát két azonos terjedelmű részre osztja, az átlag alatti és az átlag feletti értékekre”.

Az ajánlott irodalom igen gazdag, de talán meg lehetett volna említeni még olyan, a magyar nyelvű szakirodalomban alapvető műveket is, mint például: *Köves Pál–Pármiczky Gábor* (1981): Általános statisztika. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest; *Hunyadi–Mundruczó–Vita* (1996): Statisztika. Aula Kiadó, Budapest; *Hajtmann Béla* (1968): Bevezetés a matematikai statisztikába pszichológusok számára. Akadémiai Kiadó, Budapest; *Yule-Kendall* (1964): Bevezetés a statisztika elméletébe. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest; *Murray R. Spiegel* (1995): Statisztika. McGraw-Hill Book Company – Panam Kft., Budapest; *Meszéna György–Ziermann Margit* (1981): Valószínűségelmélet és matematikai statisztika. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest; *Éltető Ödön–Meszéna György–Ziermann Margit* (1983): Sztochasztikus módszerek és modellek. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.

*Melega Tiborné*

# STATISZTIKAI HÍRADÓ

---

## SZEMÉLYI HÍREK

**Kitüntetés.** *Dr. Mádl Ferenc*, a Magyar Köztársaság elnöke államalapító Szent István királyunk ünnepe alkalmából – *dr. Orbán Viktor* miniszterelnök előterjesztésére – *dr. Cseh-Szombathy László* akadémikusnak, Széchenyi-díjas szociológus-

nak, a Központi Statisztikai Hivatal volt főosztályvezető-helyettesének 2000. augusztus 20-án a

MAGYAR KÖZTÁRSASÁGI ÉRDEMREND  
KÖZÉPKERESZTJE A CSILLAGGAL  
(polgári tagozat)

kitüntetést adományozta.

## SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

**Az ENSZ EGB Európai Statisztikusok Értekezlete (ESÉ)** 2000. június 13. és 15. között tartotta 48. plenáris ülését Párizsban. Az értekezleten a statisztikai adatok minősége, a harmonizált fogyasztói árindex kérdésköre és a mezőgazdasági statisztika kaptak nagyobb hangsúlyt.

A rendezvény kiemelt vitatémája volt annak vizsgálata, hogy miként érintik a nemzetközi összehasonlíthatóságot a felhasználók körében vagy az adminisztratív adatforrások területén bekövetkezett változások. Ezt a napirendi pontot a Holland Statisztikai Hivatal készítette elő, és a következő ezzel kapcsolatos három altéma ismertetésére kérte fel az előadókat:

- gyors információigény versus megbízhatóság és nemzetközi összehasonlíthatóság;
- az adminisztratív források alkalmazása statisztikai célokra és a nemzetközi összehasonlíthatóság;
- a statisztika alkalmazásának változása az átmeneti gazdaságban.

Az ülésen részt vevő magyar küldöttség vezetője *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, tagja *dr. Bálint Csabáné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese volt.

*Dr. Mellár Tamás* hozzászólásában az első altéma tárgyalásakor rámutatott arra, hogy a statisztikai adatok előállításának gyorsaságát és megbízhatóságát párhuzamosan lehet növelni az adatok minőségének romlása nélkül.

**A nemzeti statisztikai hivatalok vezetőinek** 2000. június 1. és 2. között megrendezett 86. konferenciáját „Információ és tudás – a statisztika szerepe” címmel tartották Portóban. A konferencia előadói egyetértettek abban, hogy a statisztikai hivataloknak kiemelt figyelmet kell fordítaniuk az információ megfelelő felhasználására és a felhasználók érdekében történő feldolgozására, szervezésére. Erre azért is mutatkozik nagyobb szükség, mivel az állampolgárok, civil szervezetek egyre inkább bekeverülnek a statisztikai adatfelhasználók körébe. Mindez új kihívás a statisztikai hivatalok számára, melyeknek a jövőben nagyobb figyelmet kell fordítaniuk a szociális statisztikák előállítására is. A konferencián a Központi Statisztikai Hivatalt *dr. Mellár Tamás* elnök és *dr. Bálint Csabáné* főosztályvezető-helyettes képviselte.

**Elnöki látogatás.** 2000. június 5. és 7. között *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke és *dr. Bálint Csabáné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese látogatást tett a Spanyol Statisztikai Hivatalnál (Instituto Nacional de Estadística – INE). Ott-tartózkodásuk alatt tanulmányozták a spanyol statisztikai szolgálat szervezetét és főbb tevékenységeit. Megbeszéléseket folytattak az INE Informatikai Központjában az adatbeviteli technológiák részét képező OCR felismerési rendszeréről. A Hivatal elnöke előadást tartott az INE vezetői számára a magyar statisztikai rendszer-

ről, különös tekintettel az EU-csatlakozással kapcsolatos feladatokra. A program részeként ellátogattak az INE madridi igazgatóságára és toledói megyei hivatalában is.

A két hivatal elnöke a hosszabb távú együttműködés keretében megállapodott abban, hogy folytatódik a kooperáció a mezőgazdasági statisztika terén. Ezenkívül a regionális statisztika és a turizmus szatellit számlák tárgyában is megindult az együttműködés.

Ez utóbbi témák előkészítésére *dr. Probald Ákos*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetője és *dr. Nemes Andrea*, a Gazdasági Minisztérium képviselője 2000. június 28. és 30. között Madridba látogatott. Ott-tartózkodásuk során áttekintést kaptak a spanyol idegenforgalmi statisztika fontosabb fejezeteiről, és a részt vevő intézmények közötti munkamegosztásról. A magyar küldöttség látogatást tett az Idegenforgalmi Világszervezet madridi székhelyén is.

**CMFB-ülés.** Luxembourgban 2000. június 29-30-án rendezték meg a CMFB (Committee on Monetary Financial and Balance of Payments Statistics – CMFB) ülést. Az értekezleten az eurózóna statisztikai, a kormányzati statisztikai, a pénzügyi számlák és szolgáltatások statisztikáival kapcsolatos témaköröket, valamint a fizetési mérleggel és a külkereskedelemmel összefüggő problémákat vitatták meg. A Központi Statisztikai Hivatal *dr. Gábor Katalin*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetője képviselte.

**OECD-módszertani értekezlet.** 2000. június 5. és 7. között Párizsban tartotta módszertani értekezletét az OECD, melyet a K+F statisztika alapjául szolgáló Frascati kézikönyv revíziója témájában hívtak össze. Az ülésen került sor a Group of National Experts on Science and Technology (NESTI) munkacsoport feladatának, tevékenységének értékelésére és mandátumának meghosszabbítására. Az értekezlet foglalkozott néhány új területre vonatkozó statisztika kifejlesztésével és a más OECD-munkacsoportokkal való együttműködés lehetőségeivel is. Az ülés munkájában *Varga Alajosné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese és *Inzelt Annamária*, az Innovációs Kutató Központ igazgatója vett részt.

**Látogatás.** 2000 június 19. és 22. között *Michael Grun-Rehomme* professzor, a francia Institut National de Statistique et des Études Économiques (INSEE) képviselőjében kereste fel a Központi Statisztikai Hivatalt, hogy megbeszéléseket folytasson

az SBS- (Structural Business Statistics) rendszer fejlesztéséről. A megbeszélések során a Hivatal érintett munkatársai tájékoztatást adtak az SBS–STS- (Short Term Statistics) rendszer fejlesztésére kialakított projekt működéséről és céljairól. Áttekintették az SBS jelenlegi helyzetét, az adatfeldolgozási és ellenőrzési rendszer kérdéseit, valamint az EUROSTAT és a nemzeti számlák adatigényeit. Részletes megbeszéléseket folytattak a gazdaságstatisztikai adatgyűjtéseknél alkalmazott mintavételi és becslési eljárásokról és a kiskereskedelmi statisztika aktuális kérdéseiről. Grun-Rehomme professzor a témakörben érintett főosztályok munkatársainak tartott előadásában áttekintette a francia SBS-rendszer legjellemzőbb vonásait. Végül a *dr. Bagó Eszternél*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettesénél tartott záróértekezleten foglalta össze tapasztalatait.

**A magyar gazdaság ez évi alakulásával** foglalkozott *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a *Magyar Nemzet* 2000. július 15-i számában közölt interjújában. Értékelte a gazdasági növekedés első negyedéves mutatóit, majd kitért a nagyrészt multinacionális cégek által termelt ipari termelés növekedéséből származó előnyökre és hátrányokra. Véleménye szerint a jelenlegi problémákat megoldaná, ha néhány magyar bázisú multinacionális vállalat jelenne meg a nemzetközi piacon, valamint egyszintenciálisan megerősödő kis- és középvállalkozó réteg jönne létre. A Hivatal elnöke hangsúlyozta a civil kezdeményezésre megvalósítandó ún. Made in Hungary stratégia jelentőségét. Ily módon Magyarországon olyan élvonalbeli termékeket gyártanának, amelyek versenyképes magyar áruként jelennének meg az amerikai vagy a távol-keleti piacokon.

**Albán statisztikusok Budapesten.** 2000. július 3. és 6. között albán népszámlálási küldöttség kereste fel a Központi Statisztikai Hivatalt. A küldöttek általános tájékoztatást kaptak a KSH szervezetéről, feladatairól, valamint a magyarországi népszámlálás történetéről és a 2001-ben végrehaj-tandó népszámlálás előkészületi munkáiról.

A küldöttség egész napos látogatást tett a KSH Bács-Kiskun megyei Igazgatóságán, ahol a megyei igazgatóságok általános és népszámlálási tennivalóival ismerkedtek meg.

**A Magyarország Nemzeti Számlái, 1996–1998** című kiadvány, mely a bruttó hazai termék (GDP) és összetevőinek legfontosabb adatait is tartalmazza a következő főbb fejezetekből áll. A nemzetgazdasági mutatók idősorai; A nemzetgazdaság integrált számai; A termelés, a jövedelmek és a felhasználás fő adatai;

A vállalatok és a pénzügyi vállalatok szektorának számlái; Az államháztartási szektor számlái; A háztartási szektor számlái és A háztartásokat segítő nonprofit intézmények szektorának számlái. A kiadványt statisztikai táblák, módszertani megjegyzések, fogalommagyarázatok és grafikonok egészítik ki.

(Magyarország Nemzeti Számlái, 1996–1998. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 181 old.)

**A Magyarország, 1999 c.** kiadvány összefoglaló beszámolót ad a társadalom és a gazdaság főbb folyamatairól. A Társadalom c. fejezet az alábbi témakörökkel foglalkozik: társadalmi környezet és háttér, foglalkoztatottság, jövedelmek életszínvonal, életkörülmények, életmód. A Gazdaság c. fejezet a gazdaság fejlődéséről és egyensúlyi helyzetéről, szerkezetéről, a külkereskedelemtől, néhány főbb ágazat termeléséről, a pénzügyekről, és az infláció alakulásáról ad átfogó képet.

A kötetet a régiók fejlettségi színvonalát bemutató adatok, valamint az EUROSTAT-számítások adatai zárják a tagjelölt országokról.

(Magyarország, 1999. Beszámoló a társadalom és gazdaság főbb folyamatairól. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 92 old.)

**Az Infrastruktúra a Kárpátok Eurorégióban** című nemzetközi összehasonlításokat tartalmazó kiadvány a közép-európai térség néhány országának (Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Ukrajna) ún. Kárpátok Eurorégió nevű csoportosulása infrastruktúrájának helyzetéről közöl adatokat.

A Kárpátok Eurorégió 1993 februárjában, a felsorolt négy ország együttműködési megállapodása alapján jött létre, melyhez csatlakozási szándékát

1997-ben Románia is bejelentette. Magyarország Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Heves és Jász-Nagykun-Szolnok megye régiójával képviselheti magát.

A résztvevő országok megállapodása értelmében statisztikai állandó munkabizottság irányításával, a Kárpátok Eurorégió csoport különböző összehasonlító kiadványokat készít és közös statisztikai adatbázist alakít ki. E megállapodás értelmében a Krosnoi Statisztikai Hivatal (Lengyelország) szerkesztésében 1999-ben elkészült, a Régió demográfiai helyzetét bemutató kiadvány (a romániai területek nélkül) a Régió infrastrukturális helyzetét mutatja be magyar és angol nyelven.

(Infrastruktúra a Kárpátok Eurorégióban. Infrastructure of the Carpathian Euroregion. Központi Statisztikai Hivatal. Debrecen. 2000. 140 old.)

**A Bírósági indexek** címen megjelent tanulmánykötet a bűnözés mérésével kapcsolatos módszertani kérdéseket vizsgálja. Az alkalmazott módszer a bűnözést az egyes bűncselekmények társadalmi veszélyességével súlyozva veszi számításba. Az elemző rész leírja a hazai bűnözés főbb jellemzőit, a bűncselekmények elkövetőinek és a jogerősen elítéltek adatait, a bűnözés növekedésének okait az 1990 és, 1997 közötti években. Ezt követi az indexek alkalmazásának, majd a jelzett időszak indexsorainak bemutatása. A tanulmányt a következtetések és javaslatok után részletes irodalomjegyzék, valamint bőséges táblaanyag zárja.

(Bírósági indexek. A bűnözés és a büntetés kiszabás mérése, 1990–1997. Írta: Kovácsné Nagy Katalin. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 293 old.)

**Módosítás.** *Banai Miklós* és szerzőtársai: A kistérségi munkaügyi statisztika módszertana és ennek alkalmazása (I.) című, a *Statisztikai Szemle* 2000. évi 7. számában (497–507. old.) megjelent tanulmánynak utolsó mondata – a szerzők kérésére – a következőképpen módosul.

A területi szintű additivitást a megyei adatoknak az országos adatokhoz való igazításával lehet elérni, a havi adatok éves adatokkal való összehangját pedig a korábban már említett Denton-féle eljárással biztosítjuk, ahol az éves adatokat a megyei szintű éves adatok leosztásával állítjuk elő.



# STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

## KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

### GAZDASÁGSTATISZTIKA

SMERAL, E.:

#### AZ EURÓPAI VALUTAUNIÓ ÉS A NEMZETKÖZI TURIZMUS

(Europäische Währungsunion und internationaler Tourismus.) – *WIFO Monatsberichte*. 1999. 3. sz. 187–195.p.

A cikk az Európai Valutaunióknak a turizmusimportra és -exportra gyakorolt lehetséges hatásait mutatja be 20 országban.

Az Európai Gazdasági és Valutaunió (Europäischen Wirtschafts – und Währungsunion) (EWU) elképzeléseinek egyik központi integrációs szakasza, amely a termelést, a beruházást, a kereskedelmet és a turizmust hosszú távon befolyásolja, s jelentősége túlmutat a gazdasági szempontokon.

Az Európai Valutaunió néhány fontos előnye:

- a valutaátváltás és egyéb tranzakciók megtakaríthatók,
- a névleges átváltási árfolyam változása és bizonytalansága elhárítható,
- nő a verseny intenzitása az EU-országokban, az árak átláthatóbbá válnak,
- koncentrált és megbízható pénzpólitika révén az árak stabilizálódnak,
- az euró világszerte használatos tranzakciós- és interenciós eszközzé válhat.

Az EWU tevékenységének bővítése több lépésben történik. Az előkészítő fázisban minden EU-ország arra törekedett, hogy a konvergencia-kritériumokat betartsa (inflációs ráta, hosszú távú nominálkamat, váltóárfolyamok stb.). 1998 májusában a résztvevők az EWU megalapítása mellett foglaltak állást. 1999 elején rögzítették az átváltási árfolyamokat, s ezzel az euró az európai valutákkal egyenértékű lett.

2002. január 1-jétől bevezetik az euró bankjegyeket és érméket, a rákövetkező hat hónap során a nemzeti bankjegyeket és érméket váltják át euróra, majd 2002. július 1-jétől a nemzeti valuták elvesztik törvényes fizető jellegüket a valutaunió területén.

Az EWU sokrétű hatásából a cikk négy leghatásosabban említ.

– Valutaátváltásból eredő tranzakciós költségek megtakarítása országonként változó hatásokkal: a nagyobb országokban kisebbek, a kevésbé fejlettekben nagyobbak a megtakarítások. A bankoknak ugyanakkor forgalomcsökkenéssel és üzleti szerkezetük megfelelő átalakításával kell számolniuk. Az átváltási költségek megszűnése révén a turizmus más ágazatoknál jobban kedvezményezett szektorrá válik. Az euró-országok közötti turistaforgalom tendenciájában növekszik.

– A pénzügyi szektor versenyének intenzívebbé válása különféle becslések szerint az egységes valuta bevezetése a hosszú távú kamatok csökkenését eredményezheti. Az idegen finanszírozás olcsóbbá tétele tehermentesíti az államháztartásokat, illetve megfelelő mozgásteret biztosít az adócsökkentésekhez, növeli a beruházási kedvet és a fogyasztási keresletet, amelynek a versenyképesség növelése lenne az eredménye.

– Az átváltási árfolyam stabilitása. Az egységes valuta bevezetésének döntő előnye, hogy az erős átváltási árfolyammozgások, valamint az ezzel kapcsolatos bizonytalanság és biztosítási költségek megszűnnek, az euró-országok területén zajló turizmus e tekintetben megnyugszik. Különösen az osztrák turizmus profitál majd az egységes valutából – állítja a szerző –, miután várható, hogy az árak a korábbi gyenge valutájú országokban (főként Olaszországban, s a majdan később belépő országokban) viszonylagosan megemelkednek.

– Dinamikus növekedési hatások. A tranzakciós költségek csökkenése jelentős hatással van a pénzintézetek árára és ezáltal a tőkefelhalmozásra. Az egységes pénzügyi piac lehetővé tenné a bankszektorban a jövedelmek intenzívebb felhasználását, a vállalkozásoknak az árfolyamváltások megszűnése és a kamatok csökkenése által

*Megjegyzés.* A *Statistikai Irodalmi Figyelő* rovatot a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat állítja össze. A rovat minden hónapban *Külföldi Statisztikai Irodalom* fejezetet (külföldi statisztikai és demográfiai könyvek és cikkek ismertetését), páratlan hónapban *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszak kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemplét* tartalmaz.

megnövekedett bevételi elvárásai pedig a tőkefelhalmozás növekedését segítené elő.

Az euró-hatások modellezése a nemzetközi turizmusnak 20 országra elvégzett prognózismodelljén alapszik. A 2010-ig végzett modellprognózisban két forgatókönyvet hasonlítottak össze. 1. Az EWU létrejöttének hatásait az előrejelzés alapvariánsában az EWU fiktív esetével hasonlították össze, amely szerint a növekedési hatás nem jön létre, és az 1990/96 évekre jellemző állandóan változó irányú árfolyamváltozásból eredő ártrend tovább folytatódik. 2. A 2010-ig folyó prognózis alapvariánsa az egyes országoknak a hosszú távú növekedési elvárásaira vonatkozó legvalószínűbb értékekből indul ki. Feltételezték, hogy a valutaunióban részt vevő 11 ország gazdasága az EWU létrejöttével, a 90-es évek első harmadával ellentétben, évente átlagosan 2,5 százalékkal gyorsabb ütemben nő. Ezáltal az EU gazdasága, az 1990/97-es időszakkal ellentétben, gyorsabban fejlődik, mint az Egyesült Államoké, Japánnal szemben pedig növeli előnyét. Az EU-országok közül Írország, Spanyol- és Görögország, valamint Portugália GDP-je növekszik a leggyorsabban, a többi ország rátája viszonylag kevésbé szóródik a 2,5 százalék körül. Európában Írország és Norvégia gazdasága terjeszkedik a legerőteljesebben, Svájcé a legkevésbé.

Az EWU elvetését feltételező alternatív forgatókönyv az árváltozások tekintetében azt jelentené, hogy az EU-országok nemzeti versenyelőnyük kivívása érdekében továbbra is alkalmazhatnák a névleges átváltási árfolyamot. Ez esetben a gyenge valutájú országok pénz- és pénzügypolitikai autonómiájuk fenntartásával az árak tekintetében versenyelőnyre tehetnének szert. Az erős valutájú országok ezzel szemben állandó felértékelési nyomásnak lennének kitéve úgy, hogy az árak által meghatározott versenyhelyzet védelme erősen restriktív gazdaságpolitikai árfolyam nélkül csak nehezen lenne elérhető. A turizmus terén ez a jelenség Németországot, Franciaországot és Ausztriát hátrányosan, Spanyolországot és Olaszországot kedvezően érintené.

A valutaunió a legtöbb (korábbi) kemény valutájú ország számára a turizmusimport növekedésének lanygulását és a turizmusexport felgyorsulását jelenti. Németországban a turisztikai import az alternatív forgatókönyvvel ellentétben 3,2 százalékkal nő. A kedvező bevételnövekedés ugyan stimuláló hatású a turizmusimportra, azonban az árhatása határozottan negatív. Megdrágulnak a célországok, ezáltal a külföldön eltöltött szabadság kevésbé lesz vonzó. A német turizmusexport az EWU-ban, az alternatív változattal ellentétben, 1,6 százalékkal nő, mivel Németország árjellegű versenyképessége növekszik.

Ausztriában hasonló folyamat játszódik le, a turizmusimport 2,9 százalékkal, az -export 2,1 százalékkal emelkedik, tehát Ausztria is előnyt élvez az EWU-turizmusból. Franciaországban is hasonló pozitív hatások mutatkoznak, az előnyök azonban kisebbek. A gyenge valutájú országokban azonban a nemzetközi utazások terén a valutaunió hátrányt jelent. Nő az import mind bevételi, mind pedig árokokból. A turizmusexport ezzel szemben, a negatív árhatások és a kereslet visszaesése miatt, csökken. A legtöbb európai országban a puha valutájú országokéhoz hasonló folyamat zajlik. A tengerentúli országokat (Kanada kivételével) a valutaunió megléte, illetve nemléte alig befolyásolná.

A valutaunió hatásait úgy is meg lehet vizsgálni, hogy az 1999 és 2003 közötti évek utazási mérlegét a GDP-hez viszonyítják. Ausztria 1,5 százalékos növekedésével a valutaunió nyertesei közé tartozik. A legnagyobb vesztesek ezen összehasonlításban Finnország és Olaszország. A kumulált szaldó elemzése során általános, hogy az erős valutájú országok e téren a valutaunió nyertesei, míg a gyenge valutájú országok a vesztesei.

(Ism.: *Németh Attila*)

BERGER, F.:

#### TŐKEJÖVEDELEM ÉS INGATLAN VAGYON

(Revenus du capital et patrimoine immobilier.) – *Population et Emploi*. 1999. 14. sz. 1–8. p.

A „Háztartások életkörülményei” címmel a háztartások tőkejövedelmének és ingatlan vagyonának felméréséről szóló vizsgálatot ismertetik a bulletin szerkesztői. Az összefoglaló elemzés *Frédéric Berger* munkája. Az eredmények jobb megértéséhez tájékoztatnak a kérdéses, illetve a nemválaszolás főbb problémáiról is.

A tőkejövedelemre vonatkozó kérdésekre a megkérdezettek 25 százaléka utasította vissza a választ, ami nem lepte meg a kutatókat, hanem felszorozták az ide tartozó jövedelmeket és szétosztották a kapott összeget azokra a háztartásokra, amelyek visszautasították a válaszadást; az összeg egyrészt az előző évben megkérdezett és ismert válaszoknak, másrészt az év folyamán azonos jellemzőkkel rendelkező háztartások által megjelölt összegnek felelt meg. Luxemburgra egyébként nem jellemző az ilyen típusú adatgyűjtésnél a nemválaszolás. Ezeket a módszertani nehézségeket mégsem tartja a szerző meglepőnek, véleménye szerint bármelyik hasonló vizsgálatot végző ország kutatói szembetalálhatják vele magukat.

A felvétel a PSELL (Panel Socio-Économique Liewen zu Letzeburg) eredményein alapul. Ezzel a panellal évenként vizsgálják a háztartások életkörülményeit. Valamennyi jövedelemkérdés közül a tőkejövedelemről tudakozódó felvételnél volt legnagyobb a megtagadás aránya. Mivel semmilyen más forrásból származó adattal (bankstatisztika, nemzeti számlák stb.) nem tudják a PSELL-eredményeket összevetni, ezért igen nehéz megbecsülni az elemzés eredményeinek hibahatárát.

A szerző összefoglaló jelentése a következő főbb megállapításokat tartalmazza. Az ingó és ingatlan vagyonból származó tőkejövedelmek a háztartások nettó jövedelmének 5,6 százalékát tették ki. A háztartások 38,6 százaléka rendelkezik ilyen típusú jövedelemmel. A tőkejövedelem havi átlaga és a mediánja 5150–19 500 luxemburgi frank között mozog. A tőkejövedelmekből származó jövedelmek eloszlása egyenlőtlenebb mint a nettó jövedelmeké általában.

A háztartások legmagasabb jövedelemmel rendelkező 10 százaléka rendelkezik az összes tőkejövedelem 86 százalékával. A tőkejövedelemmel rendelkezők igen eltérő a társadalmi–gazdasági kategóriák, valamint a korcsoportok, azaz a különböző életmódok szerint is. Az ún. jómódú háztartások túlnyomórészt a 60 éves és idősebb önálló aktív kereső vagy nyugdíjas háztartásfőjű háztartások közül kerülnek ki, és az e kategóriába tartozó háztartások birtolják az ingatlan vagyon legnagyobb részét.

A jövedelmek alaptőkéje többnyire megtakarításból, illetve örökségből származik, ezen belül két csoportra bonthatók, úgymint

- az ingó vagyonból (kamat, osztalék),
- az ingatlan vagyonból (lakás-, üzlet-, földbérlet)

származó jövedelmek. A háztartások összességében a havi nettó átlagos tőkejövedelem 7500 luxemburgi

frank volt 1997-ben, míg a havi nettó rendelkezésre álló jövedelem 135 150 luxemburgi frank körüli összeg. Ez az összeg eltakarja a különbségeket, amennyiben – mint láttuk – a háztartások 38,6 százaléka vallotta be, hogy rendelkezik tőkejövedelemmel.

A luxemburgi háztartások ingatlan vagyonának 1997-es helyzetéről a szerző megállapítja, hogy a tőkejövedelmek több mint háromnegyed része ingatlan vagyonból származik. 1997-ben a háztartások 78,2 százaléka rendelkezett ingatlannal, de nem mindegyik húzott belőle jövedelmet. Az esetek nagy részében ez az ingatlan nem volt egyéb mint a háztartás saját lakása, 8,5 százaléknak volt hétvégi háza, nyaralója, 13,2 százaléknak egy vagy több bérbe adott lakása, 6,7 százalék rendelkezett építési telekkel, 10,1 százalék mezőgazdasági ingatlannal és 2,5 százaléknak üzleti vagyonnal.

Ezt követően az elemzés megállapítja, hogy a családi vagyon számottevőbb és sokfélebb a magas jövedelműek körében. Az első jövedelmi decilisben az ingatlan vagyon még túlnyomórészt maga a lakóhely (lakás, ház), mennél inkább távolodunk az első decilistől, annál többféle családi vagyon jelenik meg. Így a 10. decilisbe tartozó háztartások már egy vagy több bérbe adható lakással rendelkeznek, majdnem minden negyedik háztartásnak van nyaralója.

A korcsoportok szerinti vizsgálatok azt mutatják, hogy az életciklus előrehaladtával felhalmozódik az ingatlan vagyon, az örökségen kívül így lehet elsősorban ingatlan vagyonhoz jutni. Az előbbi harminc éves koron innen igen ritka a háztartásoknál. A foglalkozási csoportok között az aktív és a nyugdíjas önállók rendelkeznek legnagyobbbrészt ingatlan vagyonnal állapítja meg az összefoglaló tájékoztató.

(Ism.: *Visi Lakatos Mária*)

## TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

DUPÂQUIER, J.:

### A VILÁG NÉPESSÉGE A XX. SZÁZADBAN

(La population mondiale au XX<sup>e</sup> siècle. – Bilan et perspectives.) – *Population et Avenir*, 2000. 646. sz. 13–15. p.

A cikk írója a világ népességének fejlődését, változását vizsgálta a XX. század folyamán. Véleménye szerint, első látásra úgy tűnik, hogy korai lenne a XX. század világnépességének mérlegét elkészíteni, mivelhogy az csak 2000. december 31-én

fog befejeződni. Mindazonáltal a demográfiai jelenségek közel állandósága miatt meg lehet próbálni.

*J. Dupâquier* úgy véli, hogy a XX. században két jellemző határozza meg a világ népességének erőteljes fejlődését: a létszámnövekedés és a nagyon eltérően alakuló népsűrűség. A világ lakosságának növekedését vizsgálva megállapítja, hogy földünknek 1500 és 1600 millió fő között volt a népessége 1900-ban, közel 2 milliárd 1925-ben, valamivel több 2,5 milliárdnál 1950-ben, 4,1 milliárd 1975-ben és jelenleg 6 milliárd főnél tartunk. Közli az ötvenkenti periódusra vonatkozó növekedés arányát, va-

lamint az abszolút emelkedést is. Elemzése során azt tapasztalta, hogy az 1960-as évek végi csúcs után a népesség relatív növekedési üteme lelassult.

A népesség eloszlásában 1950 óta az európai országok rangsorában nem voltak látványos változások, Oroszország megtartotta első helyét, második Németország, míg a harmadik helyért Franciaország, Nagy-Britannia és Olaszország versengenek.

Világviszonylatban vizsgálva a népesség eloszlását az új nagyhatalmak felbukkanásával a ranglista felborult. Ezt a differenciált növekedést *Landry* nevezte el „demográfiai forradalomnak”. Európában a demográfiai forradalom az 1800-as években kezdődött és 1939-ig tartott. Ebben az időközben a népsűrűség Oroszországban ötszörösére, Németországban 3,2-szeresére, Nagy-Britanniában háromszorosára és Franciaországban 1,3-szeresére növekedett.

Dél-Amerikában 1900-tól napjainkig tart a folyamatos. A szorzó Braziliában elérte a 9,7-et, Argentínában a 9,2-öt, Mexikóban pedig a 7,5-et. Ázsiában a helyzet eléggé ellentmondásos, a század egészét nézve a Fülöp-szigetekre a változó 10,5, Pakisztánban 9,4, Thaiföldön 8,9, Vietnámban 6,8, de „csak” 5 Törökországban, 4,3 Indiában, valamint 3 Kínában és Japánban. Afrikában a népesség erőteljes növekedése még folyamatban van. 1950 óta Kongó népessége 4,3-szeresére, Nigériáé négyeszeresére, Algériáé 3,6-szorosára, Etiópiáé 3,3-szeresére és Egyiptomé 3,1-szeresére növekedett.

Dupâquier a geopolitikai hatásokat vizsgálva megállapította, hogy az európai származású népesség (az Észak- és Dél-Amerikában élőkkel együtt) a világ népességének 21 százaléka volt 1800-ban, 32 százaléka volt 1900-ban, de ma már csak 19-20 százalék.

A szerző véleménye szerint ennek a hanyatlásnak egyik következménye a mennyiségi kapcsolatok változása, az „iparilag fejlett országok és a kevésbé fejlett országok” között. 1950-ben az iparilag fejlett országok népessége a világ népességének egyharmada volt, 1975-ben csak 27 százalék, e század végére nem lépi át a 20 százalékot, legalábbis a fejlett országok hagyományos meghatározása értelmében. Mindezek az arányok megváltoznának, ha beleszámítanánk Kínát, vele a fejlett országok része 42 százalék lenne.

A szerző ismerteti a demográfiai használt becslés módszerét, valamint néhány szakértői véleményt a világ népességének alakulásáról. A cikk írója idézi a MIT (Massachusetts Institute of Technology) bizottság megállapítását: „Ha a demográfiai fejlődést és a természeti kincsek fogyasztását nem fékezik meg nagyon gyorsan, a XXI. századot egy emberi és egy ökológiai katasztrófa fogja sújtani,

tehát ki kell tűzni célul a „nulla növekedést”. A népesség növekedésének lelassulása ellenére ezt az ultramalthusi elméletet átvette a Population Council és a FNUAP (Fonds des Nations Unies pour les Activités concernant la Population), amelyek még ma is erősen támogatják anyagilag a szegény országokban a születések elleni kampányt. Az ENSZ Népességeloszlási Bizottsága a népességnövekedés ütemének felmérése után 1990-ben a világ népességét 2025-re 8504 millióra, 1998-ban már csak 7824 millióra becsülte.

A cikk végül ismerteti *J. Bourgeois-Pichat* demográfus néhány gondolatát, akinek feltevése szerint előbb vagy utóbb a termékenység mindenhol Nyugat-Németország példáját követi (1,2 termékenységi mutató), és a népesség egy bizonyos csúcs elérése után erőteljes csökkenésnek indul. *J. Bourgeois-Pichat* becslése szerint a népesség száma az iparilag fejlett országokban 2025 körül tetőzne. Dupâquier szerint a világ népessége egy komplex rendszer, amely sokféle tényező hatása alatt fejlődik (demográfiai, társadalmi, gazdasági, politikai és etikai). A tényezőket sem az emberi agy, sem egy számítógép nem tudja teljes egészében feltérképezni, reális hatásukat felmérni, sem sokrétű kapcsolatukat feltárni.

Azt mondhatjuk, hogy a demográfiai jelenségek állandóságuk ellenére a távoli jövőben többé-kevésbé előre láthatatlanok maradnak.

(Ism.: *Szauer Erzsébet*)

NOWAK, L.:

#### NÉPMOZGALOM ÉS EGÉSZSÉGI ÁLLAPOT LENGYELORSZÁGBAN

(Demographic developments of Poland in 1990-1998.)  
– *Statistics in Transition*. 1999. 3. sz. 407-434. p.

Az 1990-es évek második felében a lengyelországi népességnövekedés üteme 0,1 százalék alatt állandósulni látszott. Ez az érték a városi és a vidéki népességre egyaránt jellemző. Ugyanekkor csökkent a természetes szaporodás és 1988-ban már csak 0,5 százalék volt. A születések száma az 1990-es években 20 százalékkal csökkent, miközben a halálozások száma lényegében nem változott. A nemzetközi vándorlás egyenlege Lengyelországban hagyományosan negatív, az 1990-es évek második felében az országban letelepedő külföldiek számának növekedése csak mérsékelni tudta ezt a tendenciát.

Lengyelországból a kivándorlás mindenekelőtt Németországba és kisebb mértékben más fejlett or-

szágokba: az Egyesült Államokba, Kanadába, Ausztriába és Svédországba irányul. A kivándorlók többsége fiatal, a 15–44 éves korosztályba tartozik. A számok megítélésénél óvatosságra int, hogy a tartósan külföldön maradók arányát nehéz megbecsülni. Akik tartósan külföldön telepednek le, főleg Európában találnak új hazára. Kedvező, hogy a kivándorlók között az 1990-es években negyedére csökkent a felsőfokú végzettségűek száma az előző évtizedhez képest. (Az összes kivándorlók száma eközben csak 28 százalékos csökkenést jelez.)

A lengyel nők termékenységének csökkenése minden bizonnyal a megkötött házasságok számának csökkenésével van összefüggésben. Az ezer lakosra jutó házasságkötések száma az 1990-es években 6 körül alakult, szemben az 1980-as évekre jellemző 9-es értékkel. A gyermekek többsége törvényes házasságból születik, annak is az első évében. A párkapcsolatban élő nők termékenységi arányszáma elmarad a házasságkötéstől. A gyermekszám nem biztosítja a pótlási szintet, és nem várható a korábbi magas termékenység újbóli elérése. A gazdasági átmenet során megváltozott a társadalom értékrendje, és a lengyel családmodell a nyugat-európaihoz vált hasonlónak. A házasságra lépők átlagos életkora 23 év, ami magasabb, mint az előző évtizedben volt. Ugyanakkor nőtt a kiskorú (18 év alatti) anyák száma, és az ilyen házasságok az összes házasságnak immár 6 százalékát teszik ki.

A házastárs elhalálása vagy válás miatt megszünt házasságok száma 1993 óta meghaladja a házasságkötések számát. Az ezer lakosra jutó válások száma 1994 óta emelkedik, de az 1998-ra elért 1,2 érték még mindig az egyik legalacsonyabb arány Európában. A válókeresetek kétharmadát a nők adják be.

A népességnövekedés ütemének csökkenését elsősorban a születések számának az 1990-es években bekövetkezett folyamatos csökkenése okozta. A születési arány 1998-ra 10,2 ezrelékre mérséklődött, ami az 1983. évi baby boom idejéhez képest közel 50 százalékos visszaesés. A jelenség a városi és a vidéki családokra egyaránt jellemző. A teljes termékenységi arány 1998-ban 1,4 volt, szemben az évtized elején még 2 feletti értékkel. A visszaesés vidéken valamivel nagyobb volt, mint a városokban.

Az első gyermeküket világra hozó nők átlagos életkora 1998-ban 24 év volt, és tartósan lassú emelkedést mutat. Ezzel egyidejűleg folyamatosan nő a házasságon kívüli születések száma, és 1998-ban megközelítette a 12 százalékot, ami több mint kétszerese az 1980-as évek elejére jellemző értéknek. 1995-ben a családok 9 százaléka egyszülős család volt, és nagyjából egyszülős anyák alkották. Az

ilyen családok átlagos gyermekszáma 1,5 volt, szemben a teljes családokra jellemző átlagosan két gyermekkel.

A halálzási arány 1992 óta folyamatosan csökken, és 1998-ban 9,7 ezrelék volt. Jelentősen csökkent az érrendszeri betegségek miatti halálozás, ami az összes halálozás felét teszi ki (férfiaknál 56, nőknél 46 százalékot). Kisebb mértékben csökkent a daganatos betegségekben elhalálozottak száma, ami az összes halálozás 20 százaléka (a férfiak itt is megelőzik a nőket). Tovább folytatódott a csecsemőhalandóság csökkenése, ami 1998-ban ezer élveszületésre számítva 9,5 értéket mutatott, de ez Európában még mindig igen magas arány. A csecsemők elhalálozásának több mint fele életük első hetében következik be.

A várható élettartam 1992 óta emelkedő tendenciát mutat. 1998-ban a születéskor várható átlagos élettartam a férfiaknál 69, a nőknél 77 év volt. Ezek az értékek 5-8 évvel maradnak el a nyugat-európai országokban várható élettartamtól, ahol a férfiakra és a nőkre jellemző értékek is közelebb állnak egymáshoz. 1965 és 1985 között csökkent a munkaképes korú férfiak várható élettartama, de újabban megfordult ez a tendencia.

1996-ban felmérték a lakosság egészségkárosító szokásait. A 15 éves és idősebb népesség 30 százaléka napi dohányos. A 20-29 évesek 25 százaléka, míg a 30-49 évesek 40 százaléka dohányzik. A 15 éves és idősebb népesség többsége szabad idejében nem végez komolyabb fizikai erőlkövést igénylő tevékenységet. A valamilyen sportot űzők aránya pedig mindössze 4 százalék.

A felnőtt lakoságnak több mint 62 százaléka krónikus betegségben szenved. Ezek a gyakoriságuk sorrendjében: csontrendszeri, izületi betegségek, magas vérnyomás, szívproblémák és neurózis. Az 1990-es években nőtt az elvonókúrán kezelték száma. A tébécés betegek száma lassan csökken, a daganatos betegek száma viszont nő. 1996-ban a lakosság 14 százaléka mozgássérült vagy szellemileg károsult volt, ami 1988-hoz képest 46 százalékos növekedést jelez. A gyermekek között a fizikai vagy szellemi károsultak aránya ugyanakkor 3 százalék felett volt.

A népesség életkor szerinti megoszlását vizsgálva a medián a férfiaknál 33, a nőknél 37 év. A városi lakosság idősebb, mint a vidéki. A gyermek és tinédzser (0-17 éves) korosztály 1997-ben a népesség 26 százalékát tette ki, és az 1980-as évekhez képest csökkent. A nyugdíjkorhatárt elérték (férfiaknál 65, nőknél 60 év) aránya ugyanakkor 14 százalék volt, ami növekedést jelez. A 65 év feletti aránya 12 százalék volt, eszerint a lengyel társadalom viszonylag fiatal.

A munkaképes korú népesség aránya az 1990-es években nőtt, és 1998-ban meghaladta a 60 százalékot. A legnagyobb növekedés a nem mobil munkaképes korúaknál (45 és 65 illetve 45 és 60 év közöttieknél) következett be. A 18-19 éves korúak száma az évtizedben mindvégig meghaladta a nyugdíjkor eléréskorát. 1998-ban 100 munkaképes korúra 66 inaktív személy jutott (42 eltartott gyermek és 24 nyugdíjas korú). 1990-ben az inaktív aránya ennél magasabb volt, de kedvezőbb összetételű: több volt a fiatal és kevesebb az időskorú.

A városi népesség aránya 1998-ban 62 százalék volt. A városi népesség fele a 100 ezer feletti lélekszámú városokban él. A félmillió feletti városok száma öt. Ezek közül Varsó csökkenő népességű: népessége 1991 óta évi átlagban 0,3 százalékkal csökkent.

A Lengyel Statisztikai Főhivatal 1996-ban készített népesség-előrejelzése szerint 2010-ben Lengyelország népessége 39,5 millióra, míg 2020-ban 40 millió főre várható. Eszerint igen lassú lesz a népességnövekedés: 2020-ig 0,2 százalékos évi átlagos növekedéssel számolnak. A növekedést a reprodukív korú nők számának emelkedése biztosíthatja. Eközben számolni kell a népesség fokozódó elöregedésével. 2010 és 2020 között a 65 éves és idősebb népesség aránya várhatóan eléri a 16 százalékot, amire még nem volt példa Lengyelországban. Mivel eközben csökken az aktív népesség aránya, számolni kell az ebből adódó társadalmi és gazdasági problémákkal.

(Ism.: Szász Kálmán)

## BIBLIOGRÁFIA

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatához az alábbi fontosabb könyvek érkeztek be:

### STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Agenda estadística / Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática. - México : INEGI, 1999. - 163 p.  
*Mexikó statisztikai évkönyve, 1999.*

I-073-D-0003/1999

Annuaire de statistiques régionales / Institut national de statistique. - Bruxelles : INS, [2000]. - 286 p.  
*Bélgium területi statisztikai évkönyve, 1998.*

I-038-B-0189/1998

Annuaire statistique de la France : Résultats de 2000 / Institut national de la statistique et des études économiques. - Paris : INSEE, 2000. - XXVIII, 1000, 26 p.  
*Franciaország statisztikai évkönyve, 2000.*

I-033-B-0003/2000

Anuari estadístic de la ciutat de Barcelona / Ajuntament de Barcelona. - Barcelona : Ajuntament de Barcelona, 1998. - 544 p.

*Barcelona statisztikai évkönyve, 1998/1999.*

I-034-B-0154/1998-1999

Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos / Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática. - México : INEGI, 1999. - XIII, [29], 714 p.

*Mexikó statisztikai évkönyve, 1998.*

I-073-B-0001/1998

Anuário estatístico do Brasil / Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. - Rio de Janeiro : IBGE, 1999. - [901] ism. p.

*Brazília statisztikai évkönyve, 1998.*

I-078-B-0013/1998

Arsbok för Sveriges kommuner = Statistical yearbook of administrative districts of Sweden. - Stockholm : SCB, 2000. - 110 p.

*Svédország területi statisztikai évkönyve, 2000.*

I-041-C-0230/2000

Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 202 p.

*A Német Szövetségi Köztársaság tartományainak népességstruktúrája és gazdaságstatisztikája, 2000.*

I-004-B-0082/2000

Datenreport : Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland / Statistisches Bundesamt. - Bonn : BZPB, 2000. - 623 p.

*A Német Szövetségi Köztársaság jelentése, 1999.*

I-004-C-0064/1999

Japan : An international comparison / Keizai Koho Center. - Tokyo : Keizai Koho Center, 1997. - 109, XV p.

*Japán számokban: nemzetközi összehasonlítás, 1998.*

I-051-D-0006/1998

Kreisdaten/hrsg. vom Bayerischen Landesamt für Stat. und Datenverarbeitung. München: BLSD, 1999. 165 p.

*Bajorország körzeti adatai, 1999.*

I-004-B-0269/1999

Latvijas statistikas gadagramata = Statistical yearbook of Latvia / Latvijas Republikas Valsts statistikas komiteja. - Riga : VSK, 1999. - 328, X p.

*Lettország statisztikai évkönyve, 1999.*

I-042-B-0269/1999

Major statistics of Korean economy / National Statistical Office. - Seoul : NSO, 1998. - VI, 414, [3] p.

*Dél-Korea fontosabb statisztikai adatai, 1998.*

I-145-C-0006/1998

New York state statistical yearbook / the Nelson A. Rockefeller Institute of Government, State University of New York ; in coop. with the New York State Division of the Budget. - Albany, N.Y. : State Univ. of New York, 1999. - X, 596 p.

*New York állam statisztikai évkönyve, 1999.*

I-072-B-0286/1999

Regiony Rossii : Informacionno-statisticheskij sbornik / Gosudarstvennij komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva : Goskomstat, 1999. - 532 p.

*Oroszország régióinak statisztikai gyűjteménye, 1999.*  
I-042-B-0287/1999/1

Rocznik statystyczny = Statistical yearbook of the Republic of Poland / Główny Urząd Statystyczny. - Warszawa : GUS, 1999. - XCIX, 745 p., [1] térk.

*Lengyelország statisztikai évkönyve, 1999.*  
I-042-C-0110/1999

Russia and the EU member states : Statistical comparison, 1990-96 / Goskomstat, Eurostat. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - 167 p.

*Oroszország és az EU-tagországok: statisztikai összehasonlítás, 1990-1996.*  
I-030-B-0362/1990-1996

Statistical abstract of the region of the Economic and Social Commission for Western Asia / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia. - Baghdad : UN ESCWA, 1998. - XI, 475 p.

*Az ESCWA-oroszország statisztikai összefoglalója, 1986-1997.*  
I-104-B-0011/1986-1997

Statistical yearbook = Annuaire statistique / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 1999. - XIV, 885 p.

*Az ENSZ statisztikai évkönyve, 1996.*  
I-072-B-0092/1996

Statistichki godishnik na Republika Makedonijha = Statistical yearbook of the Republic of Macedonia / Zavod za statistika na Republika Makedonijha. - Skopjhe : ZZS, 1999. - 729 p.

*Makedónia statisztikai évkönyve, 1999.*  
I-046-B-0154/1999

Statistisches Jahrbuch des Kantons Basel-Stadt / Statistisches Amt des Kantons Basel-Stadt. - Basel : Stat. Amt des Kantons Basel-Stadt, 1999. - 318 p.

*Bázel és vonzáskörzetének statisztikai évkönyve, 1999.*  
I-031-C-0023/1999

Statistisches Jahrbuch Saarland / Statistisches Landesamt Saarland. - Saarbrücken : Stat. Landesamt, 1999. - XII, 288 p.

*A Saar-vidék statisztikai évkönyve, 1999.*  
I-004-B-0354/1999

Statistisk årsbok för Stockholm = Statistical year-book of Stockholm / Utrednings- och statistikkontoret. - Stockholm : USK, 2000. - 509 p.

*Stockholm statisztikai évkönyve, 2000.*  
I-041-C-0002/2000

Yearbook Australia / Australian Bureau of Statistic. - Canberra : ABS, 2000. - XIII, 834 p.

*Ausztrália statisztikai évkönyve, 2000.*  
I-091-C-0003/2000

#### ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

Community methodology on tourism statistics / Statistical Office of the European Communities, European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - 75 p.

*Az idegenforgalmi statisztika EU-módszertana.*  
824405

CPA 1996 : Statistical classification of products by activity in the European Economic Community / [European Commission]. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - [274]

*Az Európai Közösségek 1996. évi termékosztályozási rendszere.*  
824410

Statistical notes of Japan / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo : Stat. Bureau, 1999. - 54 p.

*Japán statisztikai tevékenységének áttekintése, 1999.*  
471359/48

#### GAZDASÁGSTATISZTIKA

Aussenhandel. Zusammenfassende Übersichten für den Aussenhandel / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 158 p.

*A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme, 1998. Összefoglaló áttekintés. A külkereskedelem éves összefoglaló áttekintése.*  
I-004-B-0093/1998

Aussenhandel. Aussenhandel nach Ländern und Güterabteilungen der Produktionsstatistiken : Spezialhandel / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 90, [3] p.

*A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme. Külkereskedelem országok és árucsoportok szerint, 1999.*  
I-004-B-0181/1999

Aussenhandel. Aussenhandel nach Ländern und Warengruppen (Spezialhandel) / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 612 p.

*A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme. Külkereskedelem országok és termékcsoportok szerint, 1999.*  
I-004-B-0095/1999/2. f.év

Australia. - Paris : OECD, 2000. - 165 p., [2] fol.

*Ausztrália gazdasági áttekintése, 1999/2000.*  
I-033-C-0154/1999-2000

Bank of Canada. Annual report of the Governor to the Minister of Finance and statement of accounts for the year 1999 = Banque du Canada. Rapport annuel du Gouverneur au ministre des Finances et relevé de comptes pour l'année 1999. - Ottawa : Bank of Canada, 2000. - 60, 60 p.

*A Bank of Canada éves jelentése, 1999.*  
I-071-C-0061/1999

Bank of Finland. Annual report : Report on activities 1999. - Helsinki : Bank of Finland, 2000. - 124 p.

*A Suomen Pankki éves jelentése, 1999.*  
470248/1999

Banque nationale de Belgique. Evolution économique et financière. Activités et comptes annuels. Rapports. - Bruxelles : BNB, [2000]. - 163 p. + 145 p.

*A Banque nationale de Belgique éves jelentése, 1999.*  
I-038-B-0104/1999/1-2

Basic science and technology statistics = Statistiques de base de la science et de la technologie / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 2000. - 530 p.

*Az OECD-oroszország R&D statisztikája a tudomány és technológia területén, 1999.*  
I-033-B-0463/1999

- Bestands-Statistik der Kraftfahrzeuge in Österreich : Sonderheft / Österreichisches Statistisches Zentralamt. - Wien : ÖStZ, 2000. - 171 p.  
*Ausztria gépjárműállományának statisztikája, 1999.*  
I-002-B-0129/1999
- Comptes nationaux. Estimation des agrégats annuels / Institut des comptes nationaux, Banque nationale de Belgique. - Bruxelles : ICN : BNB, [2000]. - 17 p.  
*Belgium nemzetgazdasági elszámolásai, 1999.*  
I-038-B-0231/1999/1
- Czech Republic. - Paris : OECD, 2000. - 217 p.  
*Csehország gazdasági áttekintése, 1999-2000.*  
I-033-C-0253/1999-2000
- Economic survey of Japan. Challenges for economic revival / Economic Planning Agency Japanese Government. - Tokyo : EPA, 1999. - 367 p.  
*Japán gazdasági helyzetének felmérése, 1998-1999.*  
I-051-C-0041/1998-1999
- Emerging stock markets factbook : [The world's leading source of information on financial markets in the developing world] / International Finance Corporation. - Washington : IFC, 1999. - VIII, 381 p.  
*A feltörekvő és fejlődő országok értékpapírpiacon, tőzsdei adatai, 1999.*  
I-072-B-0707/1999
- Les entreprises du commerce en 1997: Résultats de l'enquête annuelle d'entreprise. - Paris : INSEE, 2000. 158 p.  
*Franciaország belkereskedelmi vállalatai, 1997.*  
I-033-B-0374/1997
- Estatísticas do comércio externo = Statistiques du commerce extérieur / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 1998. - 249 p.  
*Portugália külkereskedelmi statisztikája, 1998.*  
I-035-B-0059/1998
- European marketing data and statistics. - London : Euromonitor, 2000. - XI, 491 p.  
*Az európai országok piac adatai és statisztikája, 2000.*  
I-036-C-0116/2000
- FAO trade yearbook = Annuaire FAO du commerce = Anuario FAO de comercio. - Rome : FAO, 1999. - XXXI, 384 p.  
*A FAO kereskedelemstatisztikai évkönyve, 1998.*  
I-032-B-0172/1998
- Gebarungübersichten : Bundesländer, Gemeindeverbände und Gemeinden / bearb. im Österreichischen Statistischen Zentralamt in Zusammenarbeit mit dem Bundesministerium für Finanzen. - Wien : ÖStZ, 2000. - 287 p.  
*Az osztrák állami költségvetés, 1998.*  
I-002-B-0206/1998
- Globalisation through trade and foreign direct investment : A comparative study of the European Union, the United States of America and Japan based on trade and foreign direct investment data. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - 156 p. : ill.  
*A külkereskedelmén és a külföldi működőtőkebefektetésén alapuló globalizáció.*  
I-030-B-0348
- Icelandic foreign trade. - Reykjavík : Hagstofa Íslands, 2000. - 209 p.  
*Izland külkereskedelme, 1998.*  
I-039-C-0062/1998
- Industrial structure statistics. Core data. Energy consumption = Statistiques des structures industrielles / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1999. - 464 p. + 321 p.  
*Az OECD-országok iparstatisztikai évkönyve, 1999.*  
I-033-B-0368/1999/1-2
- Industriestatistik : Naeringstall = Manufacturing statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 2000. - 134 p.  
*Norvégia iparstatisztikája, 1997.*  
I-040-B-0086/1997
- Inflation and inflation expectations in Sweden / Sveriges Riksbank. - Stockholm : Sveriges Riksbank, 2000. - 71 p.  
*Infláció és inflációs várakozások Svédországban, 2000.*  
480126/2000/1
- International direct investment statistics yearbook = Annuaire des statistiques d'investissement direct international / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1999. - 449 p.  
*Nemzetközi beruházásstatisztikai évkönyv, 1999.*  
I-033-B-0483/1999
- Jahresstatistik des Aussenhandels der Schweiz = Statistique annuelle du commerce extérieur de la Suisse = Statistique du commerce extérieur de la Suisse / hrsg. von der Eidgenössischen Oberzolldirektion. - Bern : Eidg. Oberzolldirektion, [2000]. - 867 p.  
*Svájc külkereskedelmi statisztikája, 1999.*  
I-031-A-0009/1999/1
- Jordbruksstatistik = Agricultural statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 150 p.  
*Norvégia mezőgazdasági statisztikája, 1998.*  
I-040-B-0110/1998
- Kommunernas finanser = Local government finance. - Stockholm : SCB, 2000. - 96 p.  
*A svédországi helyi önkormányzatok pénzügyei, 1998.*  
I-041-C-0144/1998
- L'industrie sidérurgique en 1998 = The iron and steel industry in 1998 / Organisation de coopération et de développement économiques. - Paris : OCDE, 2000. - 47 p.  
*A világ vas- és acéltipari statisztikája, 1998.*  
I-033-B-0171/1998
- Labour force statistics = Statistiques de la population active / OECD Department of Economics and Statistics. - Paris : OECD, 1999. - XV, 351 p.  
*Az OECD-országok munkaerő-statisztikája, 1978-1998.*  
I-033-B-0167/1978-1998
- Labour force survey : Methods and definitions. - Luxembourg [etc.] : EUROSTAT, 1999. - 80 p.  
*Az EU 1998-as munkaerő-felmérésének módszertani és osztályozási kérdései.*  
I-030-B-0358
- Landbouwtelling = Census of agriculture / Centraal Bureau voor de Statistiek. - 's-Gravenhage : CBS, 1999. - 144 p.  
*Hollandia mezőgazdasági összeírása, 1999.*  
I-037-B-0084/1999
- Landbruksstatistik årbog = Agrarstatistisches Jahrbuch. - Luxembourg : EUROSTAT, 1999. - 256 p.  
*Az Európai Unió országainak mezőgazdasági statisztikai évkönyve, 1999.*  
I-030-C-0017/1999



- Lohnsteuerstatistik : Lohnzettelverarbeitung. - Wien : ÖStZ, 2000. - 385 p.  
*Ausztria jövedelemadó-statisztikája, 1998.*  
I-002-B-0242/1998
- Milieukosten van bedrijven : Milieustatistieken = Industrial costs for the protection of the environment / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.] : CBS, 2000. - 46 p.  
*A holland ipar környezetvédelmi költségei, 1997.*  
I-037-B-0157/1997
- Minimum wages 1997 : A comparative study. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - 85 p.  
*A minimálbérek összehasonlító vizsgálata az EU tagországokban, USA-ban, Kanadában és Japánban., 1997.*  
I-030-B-0350
- National accounts statistics. Main aggregates and detailed tables / United Nations. - New York : UN, 1999. - XX, 1376, [1] p. + XX, p. 1380-2640.  
*A világ országainak nemzetgazdasági elszámolási statisztikája, 1995.*  
I-072-B-0150/1995/[2]/1-[2]/2
- National Bank of Greece. Annual report. - Athens : NBG, 2000. - 121 p.  
*A National Bank of Greece éves jelentése, 1999.*  
470718/1999
- Norway. - Paris : OECD, 2000. - 143 p., [2] fol.  
*Norvégia gazdasági áttekintése, 1999-2000.*  
I-033-C-0117/1999-2000
- Osnovni makroekonomske pokazatelje = Main macroeconomic indicators / Nacionalen statisticheski institut. - Sofija : NSI, 1999. - 99 p.  
*Bulgária főbb makrogazdasági jelzőszámai, 1998.*  
I-045-B-0095/1998
- Preise. Preisindizes für die Lebenshaltung / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 97 p.  
*Árak a Német Szövetségi Köztársaságban, 1999.*  
I-004-B-0059/1/1999
- Preise. Preisindizes für die Ein- und Ausfuhr : Neuberechnung auf Basis 1995 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 378 p.  
*Árak a Német Szövetségi Köztársaságban. Export- és importárak és árindek, 1999.*  
I-004-B-0193/1999
- Produzierendes Gewerbe. Beschäftigung und Umsatz der Betriebe im Baugewerbe / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 93 p.  
*A Német Szövetségi Köztársaság ipara. Az építőipari vállalatok foglalkoztatottsága, forgalma, beruházásai és eszközállománya, 1999.*  
I-004-B-0071/1/1999
- Recensement agricole et horticole au 15 mai 1999/ Institut national de statistique. - [Bruxelles]: INS, 2000. 242 p.  
*Belgium mezőgazdasági összeírása, 1999.*  
I-038-B-0222/1999
- Regnskapsstatistikk. Industri og varehandel = Statistics of accounts. Manufacturing, wholesale and retail trade. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 58 p.  
*Norvégia nemzetgazdasági elszámolási statisztikája. Feldolgozóipar, nagykereskedelem, kiskereskedelem, 1997.*  
I-040-B-0053/1997
- Samferdselsstatistikk = Transport and communication statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 154 p.  
*Norvégia közlekedési és hírközlési statisztikája, 1998.*  
I-040-B-0073/1998
- Services in Europe : Data 1995 / European Commission, Eurostat. - Luxembourg : EUROSTAT, 1999. - 194 p. : ill.  
*Körkép a szolgáltatási helyzetről Európában, 1995.*  
I-030-B-0360/1995
- La situation de l'industrie en 1998 : Résultats détaillés de l'enquête annuelle d'entreprise / Ministère de l'industrie et du commerce extérieur. - Paris : SESSI, 1999. - 246 p. + 330 p. + 366 p.  
*Franciaország iparának helyzete. A vállalatok részletes eredményei, 1998.*  
I-033-B-0453/1998/1-3
- Sjofart = Maritime statistics. - Oslo [etc.] : Stat. sentralbyrå, 2000. - 123 p.  
*Norvégia tengerhajózási statisztikája, 1998.*  
I-040-B-0125/1998
- Statistical yearbook of construction & transportation / Ministry of Construction & Transportation. - Seoul : Min. of Construction & Transportation, 1998. - 562 p.  
*Dél-Korea építőipari, közlekedési és szállítási statisztikája, 1998.*  
I-145-B-0013/1998
- Statistiche dell'agricoltura, zootecnia e mezzi di produzione / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 2000. - 317 p., 12 t.  
*Olaszország mezőgazdasági statisztikája, 1997.*  
I-032-C-0195/45
- Suomen kauppalaivasto=Finlands handelsflotta=The Finnish merchant marine/Merenkulkuhallitus tilasto- ja rekisteritoimisto. Helsinki: Merenkulkuhallitus, 2000. 295 p.  
*Finnország kereskedelmi flottája, 2000.*  
470193/2000
- Suomen yritykset = Finlands företag = Corporate enterprises and personal businesses in Finland. - Helsinki [etc.] : Tilastokeskus, 2000. - 91 p.  
*Ipari nagy- és kisvállalatok Finnországban, 1998.*  
I-043-B-0222/1998
- Taxing wages = Les impôts sur les salaires / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1999. - 358 p.  
*A foglalkoztatottak jövedelemadója, társadalombiztosítási járulékok és gyermekek után járó kedvezmények az OECD-országokban, 1998-1999.*  
I-033-B-0526/1998-1999
- Teollisuuden ja rakentamisen rakennetilasto = Statistics on the structure of industry and construction. - Helsinki : Tilastokeskus, 2000. - 265 p.  
*A finn ipar- és építőipar szerkezeti statisztikája, 1998.*  
I-043-B-0246/1998
- Transport development in the Central European countries : Analysis of trends for the years 1994 and 1995 / European Commission, Eurostat, Phare. - Luxembourg : EUROSTAT, 1998. - 199 p. : ill.  
*A közép-európai országok közlekedési és szállítási fejlesztéseinek elemzése, összehangolása, az 1994-1995. évi trendek alapján.*  
I-030-B-0347

- Udenringshandel : Statistisk årbok = Comercio exterior = Commerce extérieur = Aussenhandel und innergemeinschaftlicher Handel. - Luxembourg : EUROSTAT, 1999. - 197 p.  
*Az Európai Unió külkereskedelmi és a tagországok közötti kereskedelmi statisztikája, 1958-1998.*  
I-030-B-0184/1958-1998
- Ulkomaankauppa = Utrikeshandel = Foreign trade / Tullihallitus. - Helsinki : Tullihallitus, 2000. - XXIV, 850 p. + XV, 467 p.  
*Finnország külkereskedelmi statisztikai évkönyve, 1998.*  
I-043-B-0009/1998/1;3
- Utanríkisverslun eftir tollskrárnúmerum = External trade by HS-numbers. - Reykjavík : Hagstofa Íslands, 1999. - 488 p.  
*Izland külkereskedelme, 1998.*  
I-039-C-0055/1998
- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung : Resultate 1996 bis 1991 = Le système de comptabilité nationale / Bundesamt für Statistik. - Bern : BFS, 1998. - 89 p.  
*Svájc nemzetgazdasági elszámolásai, 1991-1996.*  
I-031-B-0306/1991-1996
- Wald und Holz in der Schweiz = La forêt et le bois en Suisse / Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft. - Bern : BFS : BUWAL, 1999. - 175 p.  
*Svájc erdőgazdálkodási és faipari évkönyve, 1998.*  
I-031-B-0233/1998
- World economic outlook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 1999. - IX, 222 p. + IX, 253 p.  
*Világ gazdasági kilátások, 1999.*  
471642/1999/1-2
- World mineral statistics : Production: exports: imports / Natural Environment Research Council British Geological Survey. - London : HMSO, 2000. - V, 297 p., [13] t.  
*Nemzetközi bányászati statisztika, 1994-1998.*  
I-036-B-0284/1994-1998
- Yearbook of labour statistics / Ministry of Labour. - Seoul : Min. of Labour, 1998. - XI, 470 p.  
*Dél-Korea munkaügyi statisztikája, 1998.*  
I-145-B-0014/1998
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA  
– EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA**
- Allmän försäkring mm = National insurance / Riksförsäkringsverket. - Stockholm : Riksförsäkringsverket, 1999. - 269 p.  
*Svédország társadalombiztosítási adatai, 1997-1998.*  
I-041-C-0207/1997-1998
- Barnehager = Kindergartens. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 2000. - 58 p.  
*Gyermekgondozási intézmények és nevelési programok 6 évesek számára Norvégiában, 1998.*  
I-040-B-0118/1998
- Bildung und Kultur. Nichtmonetäre hochschulstatistische Kennzahlen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2000. - 352 p.  
*A Német Szövetségi Köztársaság oktatás- és művelődésügye. A felsőoktatási képzés statisztikája, 1980-1998.*  
I-004-B-0348/1980-1998
- Données sociales / Institut national de la statistique et des études économiques. - Paris : INSÉE, 1996. - 535 p.  
*Franciaország 1996. évi társadalomstatisztikai adatai.*  
I-033-B-0349/1996
- Environment in the European Union at the turn of the century. - Luxembourg : OOEPEC, cop. 1999. - 446 p. : ill., színes  
*Környezetvédelem a századfordulón az Európai Unió országaiban.*  
I-039-B-0056
- Faerdselsuheld = Road traffic accidents / Danmarks Statistisk. - København : Danmarks Stat., 2000. - 148 p.  
*Dánia közúti közlekedési baleseti statisztikája, 1998.*  
I-039-C-0053/1998
- Gesundheitswesen. Grunddaten der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 131 p.  
*A Német Szövetségi Köztársaság egészségügye. Kórházak, ápolási és rehabilitációs intézmények adatai, 1998.*  
I-004-B-0299/1998
- Health and hospital statistics = Statistikes ugeias kai nosokomeion. - [Nicosia] : Min. of Finance, 2000. - 306 p.  
*Ciprus egészségügyi és kórházi statisztikája, 1998.*  
I-048-C-0002/1998
- International reference report : [Annual report of global costs, wages, salaries, and human resource statistics] ; [Worldwide edition] / Economic Research Institute. - Redmond, Wash. : ERI, cop. 1999. - XIX, 482 p.  
*Az emberierőforrás-gazdálkodás, munkabér, fizetés, életszínvonal, munkaügyi kapcsolatok nemzetközi adatai, 1999.*  
I-072-B-0710/1999
- Key data on education in the European Union / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EU EC, cop. 1997. - XI, 185 p.  
*Az oktatási rendszer jellemző adatai az Európai Unió országaiban, 1997.*  
I-030-B-0343/[1997]
- Das Schulwesen in Österreich : Schuljahr. - Wien : ÖStZ, 2000. - VI, 270 p.  
*Ausztria oktatásügye, 1998-1999.*  
I-002-B-0226/1998-1999
- Skolan i siffror. Betyg och utbildningsresultat. - Stockholm : Skolverket, 2000. - 97 p.  
*A svédországi gyermekintézmények, kiegészítő iskolák és oktatási intézmények számokban, 2000.*  
I-041-B-0119/2000/1
- Social indicators in Korea / National Statistical Office. - Seoul : NSO, 1998. - 655 p.  
*A dél-koreai társadalom jelzőszámai, 1998.*  
I-145-B-0007/1998
- Social trends / Central Statistical Office. - London : HMSO, 2000. - 244 p.  
*Nagy-Britannia társadalomstatisztikai trendjei, 2000.*  
I-036-B-0166/2000
- Statistical abstracts on health and welfare in Japan / Statistics and Information Department ... Ministry of Health and Welfare. - Tokyo : MHW, 1999. - 229 p.  
*Japán népmozgalmi, egészségügyi és jóléti jelzőszámai, 1999.*  
I-051-C-0103/1999

Statistical yearbook = Annuaire statistique = Anuario estadístico / UNESCO. - Paris : UNESCO, 1999. - [830]  
Az UNESCO statisztikai évkönyve, 1999.

I-033-B-0173/1999

Statistiche della scuola media inferiore : Anno scolastico / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 1999. - 145, [10] p. + mell. (1 floppy)

Az olasz középiskolák alsó tagozata, 1996-1997.

I-032-B-0278/1996-1997

Statistik der Rechtspflege für das Jahr 1997. - Wien : ÖStZ, 2000. - 148 p.

Az osztrák bíróságok statisztikája, 1997.

I-002-B-0232/1997

Yearbook of health and welfare statistics / Ministry of Health and Welfare. - Seoul : Min. of Health and Welfare, 1998. - XXII, 417 p.

Dél-Korea egészségügyi és jóléti statisztikája, 1998.

I-145-B-0011/1998

#### DEMOGRÁFIA

1995 Population census of Japan. Atlas of 1995 population census of Japan / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo] : Stat. Bureau, [1999]. - 53 térk., [6] t.fol.

Japán 1995. évi népszámlálása. Japán népességi, foglalkoztatottsági, lakásügyi atlasza.

I-051-A-0003/1995

Befolkningen i kommunerne 1. januar 2000 = Population in municipalities 1 January 2000 / Danmarks Statistik. - Kobenhavn : Danmarks Stat., 2000. - 166 p.

Dánia népessége településként, 2000. január 1.

I-039-B-0033/2000

Befolkningsens bevaegelser = Vital statistics / Danmarks Statistik. - Kobenhavn : Danmarks Stat., 2000. - 246 p.

Dánia népmozgalmi statisztikája, 1998.

I-039-C-0045/1998

Befolkningsstatistik. Folkmängden och dess förändringar i kommuner m. m. = Population statistics. - Stockholm : SCB, 2000. - 283 p

Svédország népességstatisztikája, 1999.

I-041-B-0112/1999/1-2

Cause di morte / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 2000. - 424, [24] p., [4] t.fol.

Olaszország haláloki halandósága, 1996.

I-032-C-0229/1996

Demographisches Jahrbuch Österreichs. - Wien : ÖStZ, 2000. - 381 p.

Ausztria demográfiai évkönyve, 1998.

I-002-B-0230/1998

Gesundheitswesen. Todesursachen in Deutschland / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 74 p.

A Német Szövetségi Köztársaság egészségügye.

I-004-B-0188/1998

Mikrozensus : Jahresergebnisse. - Wien : ÖStZ, 2000. - XLVI, 269 p.

Mikrocenzus Ausztriában, 1998.

I-002-B-0231/1998

Mouvements de la population et migrations en 1998 / Institut national de statistique. - Bruxelles : INS, 1999. - 213 p.

Belgium népmozgalmi és vándorlási statisztikája, 1998.

I-038-B-0238/1998

Movimento migratorio della popolazione residente. Iscrizioni e cancellazioni anagrafiche / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 1998. - 157 p.

Olaszország lakosságának vándormozgalma. A népességnylvántartás bejegyzései és törlései, 1995.

I-032-C-0233/1995

Nascite : Caratteristiche demografiche e sociali / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 2000. - 135, [4] p., [4] t.

Olaszország születési statisztikája, 1996.

I-032-B-0286/1996

Naselenie / Komitet za socialna informacija pri Ministerskija sahveta. - Sofija : KSI, 2000. - XVI, 193 p., [10] t.

Bulgária népesedéstatistikája, 1999.

I-045-B-0081/1999

Popolazione e movimento anagrafico dei comuni anno 1996 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 1998. - 260 p.

Olaszország népessége és népmozgalma községenként, 1996.

I-032-C-0232/1996

Population estimates as of October 1 1999. - Tokyo : Stat. Bureau, 2000. - 98 p.

Japán népességbecslése az 1999. október 1-jei állapotnak megfelelően.

I-051-C-0035/1999

Population étrangère au 1. 1. 1999. / Institut national de statistique, Ministère des affaires économiques. - Bruxelles : INS, 1999. - 301 p.

Belgium bevándorlási statisztikája, 1999. október 1-jén.

I-038-B-0240/1999

Population totale et belge au 1. 1. 1999 / Institut national de statistique. - Bruxelles : INS, 1999. - 239 p.

Belgium népességi statisztikája, 1999. október 1-jén.

I-038-B-0239/1999

La situation démographique en 1997 : Mouvement de la population. - [Paris] : INSEE, 1999. - 274 p.

Franciaország demográfiai évkönyve, 1997.

I-033-B-0386/1997

Vital statistics Japan / Statistics and Information Department Ministry of Health and Welfare. - [Tokyo] : MHW, [2000]. - 649 p. + 522 p. + 649 p.

Japán népmozgalmi statisztikája, 1998.

I-051-C-0024/1998/1-3



## DEMOGRÁFIAI ÉVKÖNYV, 1999

Az 1956 óta folyamatosan, évenként megjelenő kiadvány gazdag táblaanyaga hasznos adalékokkal szolgál a népesedés napjainkban különös aktualitással bíró kérdéseinek, valamint a népesség számának, nemek szerinti összetételének, korstruktúrájának, családi állapotának, a társadalmi–gazdasági élet számos területére gyakorolt hatásának vizsgálatához. Részletes tájékoztatást nyújt Magyarország természetes népmozgalmáról és a lakóhely-változtatásokról. A házasságkötések, válások, születések, halálozások és halálokok, továbbá a csecsemőhalandóság alakulásán túl ismerteti a belföldi vándorlások területi és összesített adatait. Az 1999. évi népesedési helyzetet részletesen bemutató kiadványban megtalálható néhány, 2000. évi előzetes adatot tartalmazó és több, nemzetközi összehasonlításra módot adó tábla is. Az idősorok általában 1930-tól, helyenként 1910-től adnak módot visszatekintésre, néhány jelenséggel kapcsolatban azonban az 1800-as évekig is visszanyúlhatnak. A kötet ezúttal is közöl adatokat a nemzetközi vándorlásról, ezek a táblák a tartózkodási engedéllyel rendelkező külföldiekről tartalmaznak adatokat.

*A kiadvány ára: 3 900 Ft*

Kiadványaink megvásárolhatók: **Statisztika Szakkönyvesbolt** 1024 Budapest II., Keleti Károly u. 10.

☎: 212-4348;

megrendelhetők: **KSH Marketingosztály** ✉ 1024 Budapest, II., Keleti Károly u. 5-7.

☎: 345-6570, 345-6560, 345-6550, Fax: 345-6699,

valamint **KSH Megyei Igazgatóságokon**

E-mail: [marketing.ksh.office@office.ksh.hu](mailto:marketing.ksh.office@office.ksh.hu)