

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BAGÓ ESZTER, DR. BELYÓ PÁL, DR. FAZEKAS KÁROLY, DR. HARCZA ISTVÁN,
DR. JÓZAN PÉTER, DR. KARSAI GÁBOR, DR. LAKATOS MIKLÓS (főszerkesztő), NYITRAI FERENCNÉ DR.,
DR. OBLATH GÁBOR, DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR,
DR. ROÓZ JÓZSEF, DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY

87. ÉVFOLYAM 1. SZÁM

2009. JANUÁR

*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!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Lakatos Miklós
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
2008.351 – Xerox Magyarország Kft.

Szakreferensek: Farkas János (társadalomstatisztika),
dr. Hajdu Ottó (módszertan), Laczka Sándorné dr. (gazdaságstatisztika)
Szerkesztők: Bartha Éva, dr. Kondora Cosette, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes
Internet szerkesztése: Bada Ilona Csilla

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594

Internet: www.ksh.hu/statszemle

E-mail: statszemle@ksh.hu

Kiadó: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.

Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzletág (1008 Budapest, Orczy tér 1).

Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján,
valamint e-mailen (hirlapelofizetes@posta.hu) és faxon (303-3440).

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Fényes Elek u. 14-18. Telefon: 345-6789

Tartalom

Tanulmányok

A hazai jövedelemegyenlőtlenség főbb jellemzői az elmúlt fél évszázad jövedelmi felvételei alapján – <i>Éltes-tő Ödön – Havasi Éva</i>	5
Felzárkózás és konvergencia az Európai Unióban – <i>Dr. Halmai Péter</i>	41
A kínai statisztika megbízhatóságáról – <i>Jordán Gyula</i>	63

Műhely

Világméretű vásárlóerőparitás-számítás – <i>Györffy Balázs</i>	83
Reflexiók egy nemzetközi összehasonlításhoz – <i>Dr. Szilágyi György</i>	95

Fórum

Hírek, események	101
------------------------	-----

Szakirodalom

Könyvszemle

Lámfalussy Sándor: Pénzügyi válságok a fejlődő országokban. Tanulmányok a globalizált pénzügyi rendszer sérülékenységéről – <i>Jóna György</i>	106
Móczár József: Fejezetek a modern közgazdaságtudományból – <i>Bessenyei István</i>	108

Folyóirat szemle

Sármadal. C.-E.: A kalibrálás a reprezentatív felvételek elméletében és gyakorlatában – <i>(Mihályffy László)</i>	110
Schwahn, F.: A közszolgálati nyugdíjbiztosítási rendszer jellemzői Németországban – <i>(Nádudvari Zoltán)</i>	115
Dhont, T. – Heylen, F.: Miért dolgoznak az európaiak kevesebbet? – <i>(Hajnal Béla)</i>	116

Fyer, R. G. Jr.: Ki jön ma vacsorára? Eltérő bőrszínű- ek közötti házassági trendek a XX. században – (<i>Lencsés Ákos</i>)	119
Kiadók ajánlata	123
Társfolyóiratok	125

A hazai jövedelemegyenlőtlenség főbb jellemzői az elmúlt fél évszázad jövedelmi felvételei alapján*

Éltető Ödön

címzetes egyetemi tanár,
a KSH ny. főosztályvezető-
helyettese

E-mail: odon.elteto@ksh.hu

Havasi Éva

PhD, a KSH főtanácsadója

E-mail: eva.havasi@ksh.hu

A tanulmány röviden áttekinti a KSH által az elmúlt fél évszázadban végrehajtott jövedelmi felvételek főbb jellemzőit, majd azt vizsgálja, hogyan alakultak ezen időszak alatt a lakosság jövedelmei és különösen a jövedelmek egyenlőtlensége. Ez utóbbi alakulását több egyenlőtlenségi mutató alapján is bemutatja a tanulmány. Ezek közül a hangsúlyt a Theil-féle egyenlőtlenségi indexre helyezi, mivel ez egyértelműen additív módon felbontható a különböző lakossági csoportok átlagos jövedelmei közötti eltérések, valamint a csoportok súlyából fakadó részre és a csoportokon belüli átlagos egyenlőtlenségre. A felbontás rávilágít arra, hogy a különböző személyi, háztartási, területi jellemzők milyen mértékben járulnak hozzá a lakosságon belüli jövedelmi egyenlőtlenséghez, illetve hozzájárulásuk mértéke hogyan módosul az idők folyamán, s ez milyen főbb okokra vezethető vissza. A tanulmány a legutóbbi két jövedelmi felvétel adatai alapján nemcsak az egy főre jutó, hanem az ekvivalens jövedelem egyenlőtlenségéhez való hozzájárulásokat is vizsgálja, majd összegző megállapításokat tesz a felhasznált nagy empirikus tényanyag alapján.

TÁRGYSZÓ:

Jövedelemstatisztika.
Jövedelemegyenlőtlenség.
Indexszámok.

* A tanulmány az OTKA K 68275 sz. pályázata keretében készült tanulmány kibővített változata. A szerzők köszönettel tartoznak *Horváth Gergelynek* a számítások jelentős részének programozásáért és elvégzéséért.

A tanulmány azzal a céllal született, hogy rövid történeti áttekintést adjon az elmúlt fél évszázad hazai jövedelmi egyenlőtlenségeiről a KSH jövedelmi felvételei alapján.¹ A kilencvenes évektől kezdődően nemcsak KSH adatokból van információ a lakosság jövedelmi helyzetéről, de elismerve az alternatív források jelentőségét (ezek közül első helyen kell említünk a TÁRKI-adatokat), saját nagymintás és hosszabb múltú adatgyűjtéseinkre támaszkodunk. A KSH-n belül is van más adatgyűjtésekből származó lakossági jövedelmekre vonatkozó adat, elsősorban az 1949 óta rendszeresen végzett háztartási költségvetési felvételekből, ezek azonban nem csak és nem elsősorban a lakossági jövedelmek nagyságának és szóródásának megismerését célozzák, és mintanagyságukat tekintve sem versenyképesek a célirányos jövedelmi felvételekkel. Ezúttal főként a jövedelmi egyenlőtlenségeket állítjuk középpontba, de az egyenlőtlenségek értelmezési keretként némi áttekintést adunk a jövedelmek nagyságának időbeli alakulásáról is.

A fél évszázadot felölelő időszak egyetlen metszetben történő bemutatása sok nehézséget támaszt, hiszen a különböző történelmi időszakok hasonló tartalmú fogalmai is eltérő jelentéssel, jelentőséggel bírnak. Olyan egyszerű kategóriák is, mint a város vagy a falu mást jelentenek ma és mást húsz, vagy ötven évvel ezelőtt. Az emberek iskolai végzettségbeli különbségeinek tartalma és szerepe is átalakult. A régen hat elemit végzettek, vagy az érettségivel rendelkezők társadalmi súlya, lehetőségei nehezen összehasonlíthatók a ma nyolc általánosnál alacsonyabb végzettségűekével, vagy a ma „csak” érettségivel rendelkezőkével. Ugyanez igaz a gyermekszám társadalmi szerepének változására is. Az átlagos gyermekszám fokozatos csökkenésével napjainkban a három gyermeket nevelő családokat már a nagycsaládosok közé soroljuk. Az egy gyermeket vállalók rétege pedig folyamatosan bővül, de az „egykezés” jelentése, jelentősége fényévnyi távolságra van a fogalom megjelenésének időszakához képest.

A jövedelmek időbeli összehasonlításához, magától értendőően, a fogyasztói árindexet használjuk. Az így kiszámított és összehasonlíthatóvá tett reálértéken, változatlan áron számolt jövedelem azonban nem tartalmazza a pénzbeli jövedelem szerepének változásából adódó hatásokat. Egy olyan társadalmi környezetben, ahol a saját termelés, a háztartáson belül és a háztartások között végzett munkák és szolgáltatások, ahol az „ingyenesen” hozzáférhető állami/társadalmi juttatások és szolgáltatások szerepe és súlya lényeges arányeltolódáson megy keresztül a pénzbeli jövedelmek-

¹ *Éltető Ödön* eddig minden jövedelmi felvételnek aktív résztvevője volt közvetlen végrehajtóként, illetve szakértőként, *Havasi Éva* pedig a rendszerváltozás utáni első sikeres jövedelmi felvétel szakmai felelőse volt. Így az adatokon túl közvetlen tapasztalatokkal is rendelkeznek a felvételek menetéről, lebonyolításáról.

hez képest, ott a „jövedelem” mérésénél és értelmezésénél nem elég a fogyasztói ár-index alkalmazása.

Mindezek ellenére és mellett az időbeli összehasonlításoknak megvan a maguk szerepe és fontossága. A lakosság jövedelmi helyzetére, jövedelmi egyenlőtlenségeire vonatkozóan ilyen hosszú távú idősor még nem készült. Ezt tárjuk most olvasóink elé abban a reményben, hogy ha kis mértékben is, de hozzájárulhatunk az elmúlt fél évszázad pontosabb helyzetleírásához és jövedelmi viszonyainak megértéséhez.

1. A lakossági jövedelmek statisztikai felmérésének áttekintése 1959-től napjainkig

Bár közgazdászok, szociológusok már régóta foglalkoztak az országok közötti és egy-egy ország lakosságán belüli jövedelmi különbségek kérdésével, ezek rendszeres és szisztematikus statisztikai számbavételére Magyarországon csak a múlt század ötvenes éveinek végétől került sor.

Árva János kezdeményezésére és irányításával 1959-ben a KSH empirikus adatgyűjtést végzett a paraszti gazdaságok jövedelmi viszonyainak megismerésére a gazdaságok termelési eredményeinek és ráfordításainak számbavétele alapján. A háztartások megkérdezésén alapuló első nagymintás jövedelmi felvétel 1960-ban volt az 1960. évi népszámlálás mintegy 18 ezer véletlen eljárással kiválasztott háztartási mintáján. Ez a felvétel még csak a munkás-alkalmazotti háztartásokra korlátozódott.

1963-ban került sor az első magánháztartásokban élő összes háztartást reprezentáló jövedelmi felvételre, az adott évben végrehajtott mikrocenzus 15 ezer háztartást felölelő almintájaként. Ez az adatgyűjtés volt az első országos reprezentativitású, a lakosság egészére kiterjedő nagymintás vizsgálat Magyarországon. A referencia év 1962 volt. Ezt követően a KSH 1988-ig bezárólag minden ötödik évben végrehajtotta az aktuális jövedelmi felvételét, melyek közös jellemzői a következőkben foglalhatók össze:

- a minták területi alapon kiválasztott *valószínűségi minták* voltak, általában a mikrocenzusok almintái;
- a minta 15-20 ezer háztartást ölelt fel (egyik évben 26 ezret);
- a közreműködés a felvételekben mindig önkéntes volt, ennek ellenére a nemválaszolás elhanyagolható mértékű, mindössze néhány százalékos volt;
- a KSH minden mintába került alkalmazásban álló és szövetkezeti tag személy munkáltatójának is küldött jövedelmi adatlapot, amelyen a munkáltató megadta a referencia évben a megkérdezett személy részé-

re kifizetett tételes jövedelmi adatokat. A felvételekben kimutatott keresetek és bizonyos egyéb jövedelmek döntően ezekre a munkáltatók által jelentett adatokra épültek;

– a háztájiban, a kisgazdaságokban termelt mezőgazdasági termékek eladásából, vagy a saját fogyasztásból származó jövedelmek a részletesen megkérdezett mennyiségi adatoknak jövedelmezőségi kulcsokat törént felszorzásából adódtak. A jövedelmezőségi kulcsokat a mezőgazdaságra vonatkozó makrostatisztikai adatok alapján határozták meg.

Ezek az öt évenkénti jövedelmi felvételek a felsorolt sajátosságaiknak köszönhetően elég pontosan és megbízhatóan tükrözték a lakosság referenciaévben fennálló jövedelmi helyzetét, jövedelem-színvonalát és jövedelemeloszlását.

A negyedszázadot felölelő adatgyűjtési időszak során a pénzbeli jövedelmeken kívül néhány alkalommal sor került a természetben kapott juttatások, szolgáltatások teljes körének felértékelésére és jövedelemként való elszámolására is. Az ún. összes jövedelmek felmérése magában foglalta az „ingyenesen” vagy kedvezményesen igénybe vett egészségügyi, oktatási, szociális, kulturális juttatások és szolgáltatások egy-egy háztartásra jutó értékének számszerűsítését makroszintű költségek alapján és pénzben kifejezett, jövedelemkénti elszámolását is. Összességében elmondható, hogy a természetbeni jövedelmek kiegyenlítő szerepet töltek be az emberek megélhetési viszonyaiban, a becslést összes jövedelem alapján ugyanis a jövedelmi különbségek kisebbnek mutatkoztak, mint a „csak” pénzbeli személyes jövedelmeket figyelembe véve.

A rendszerváltozást követően már nem volt lehetőség arra, hogy a munkáltatóktól egyedi, megnevezett alkalmazottakra vonatkozó adatokat kérjen a KSH. Az állami cégeknél foglalkoztatottak száma egyre inkább csökkent, ami a munkáltatói kimutatások validitását önmagában is rontja. Az adatvédelemre vonatkozó új szabályozás is tiltja az intézményi adat és a személyes adat közvetlen összekapcsolását. Nehezítette a helyzetet a lakosság növekvő bizalmatlansága és elutasító magatartása a lakossági megkérdezésekkel szemben általában, s ezen belül is különösen az érzékeny, személyes információkat tartalmazó jövedelembevallásokat, jövedelmi adatokat tekintve. A személyi jövedelemadó bevezetése, s ezzel az „adóelkerülés” büntethetősége nagyban erősítette a lakosság elutasító magatartását az ilyen típusú megkérdezések területén.

A megváltozott helyzet következtében az 1993-ban végrehajtott jövedelmi felvétel kudarcot vallott. A begyűjtött adatokat egyrészt a jelentős arányú nemválaszolás, másrészt a jövedelmi adatok bevallási megbízhatatlansága miatt nem lehetett közzé tenni. Nyilvánvalóvá vált, hogy „hagyományos” módon nem lehet releváns jövedelmi adatokhoz jutni. Ezt belátva született meg az a gyakorlat, hogy a lakosság megkérdezésén alapuló jövedelmi felvételt egy törvényileg kötelező összeírás (népszámlálás, mikrocenzus) részeként, annak almintáján hajtsák végre és az elsődleges megkérdezésből nyert információkat, különböző pótlási és imputálási módszerek alkalmazásával,

fölhasználják a jövedelmi adatok validitásának javítására. Így történt ez 1996-ban és legutóbb 2005-ben is, amikor is a 2 százalékos mikrocenzus 25 százalékos almintáján került sor jövedelmi felvételre a mikrocenzusi adatok megkérdezésével egy időben. Természetesen ebben az esetben is önkéntes volt a válaszadás a jövedelmi kérdőívre, de az a tény, hogy az összeíró a kötelező mikrocenzusi kérdőív kitöltése után tért rá a jövedelmi kérdésekre, eleve mérsékelte a nemválaszolás veszélyét. Az empirikus adatfelvételeknél, a terepmunka sikerességénél az egyik legnagyobb előny, ha a kérdezőbiztos „küszöbön belül” van. Ezt az előnyt biztosítja a kötelező felvétellel összekapcsolt önkéntes jövedelmi kérdőív.

Mindkét legutóbbi jövedelmi felvételnél a mintába került háztartások 82–83 százaléka válaszolta meg a jövedelmi kérdőívet, amely nemzetközi összehasonlításban is nagyon kedvező arány. A jövedelmi felvétel mikrocenzushoz (vagy népszámláláshoz) kapcsolásának további előnye, hogy ez által a nemválaszolókról is számos jól használható háttér-információ áll rendelkezésünkre. A háttér adatok (nem, kor, iskolai végzettség, foglalkozás, beosztás, munkahely jellege, ágazata, lakáskörülmények stb.) egyrészt lehetővé teszik a mintasúlyok korrigálását, az utólagos átrétegzést (kalibrálást), másrészt pedig megalapozott pótlási és imputálási eljárások alkalmazását a hiányzó, vagy hamis jövedelmi adatok esetében. Ilyen, részben a nemválaszoló mikrocenzusi adatait, részben pedig más külső, teljes körű vagy nagymintán alapuló adatokat felhasználó mikroszimulációs alapú jövedelmi imputációkra sor került már az 1996. évi felvétel feldolgozása során is, de a 2005. évi felvételnél még intenzívebben. Bár az eljárást sokan kételkedéssel fogadják, a pótolta adatok mégis realisabb eredményhez vezetnek, mint az elhallgatásokból és megtagadásokból adódó torzításokkal terhelt adatok. Természetesen annak tudatában kell lennünk, hogy a rendszer-váltás előtti időszakhoz mérhető megbízhatóságú adataink a lakossági jövedelmekről a közeljövőben nem lesznek.

2. A lakossági jövedelmek eloszlásának mérése

A jövedelmi felvételek elsődleges célja, hogy sokoldalú képet adjanak a lakosság különböző csoportjainak, rétegeinek jövedelmi helyzetéről, a jövedelmek színvonaláról és szóródásáról, a különböző jövedelemforrások megélhetési viszonyokban játszott szerepéről. Optimális esetben a jövedelmek eloszlása jól leírható egy valószínűségeloszlás sűrűségfüggvényével. Ilyenkor az eloszlásfüggvény formulája és paramétere alapján az eloszlás minden jellemzője könnyen kiszámítható. A hatvanas években a magyar jövedelemeloszlásokat általában két-, illetve háromparaméteres lognormális eloszlással lehetett jól közelíteni, 1977-ben viszont már inkább a

logisztikus vagy más néven általánosított $sech^2$ -eloszlás írta le jobban az aktív háztartások, illetve az össznépeség jövedelemeloszlását (*Éltető–Vita* [1982]).

A jövedelemeloszlást általában az összevont vagy részletes jövedelemkategóriákba tartozó személyek (háztartások) arányával szokták jellemezni. A jövedelemkategóriák kialakítása történhet az egy háztartásra, egy főre jutó, vagy az ún. ekvivalens (egy fogyasztási egységre jutó) jövedelem alapján. Az egy háztartásra jutó jövedelmet ritkán alkalmazzák, mivel a tényleges jövedelmi színvonal erősen függ a háztartás létszámától és összetételétől. Éppen ezért az ekvivalenciaskála alapján történő számítás az általánosabban elfogadott, ugyanakkor kialakítására és alkalmazására nincs egységes, általánosan elfogadott szabály. Legtöbbször az ún. OECD1- vagy az OECD2-skálát alkalmazzák, de számos ország saját nemzeti ekvivalenciaskálát is alkalmaz. Tanulmányunkban a fogyasztási egység következetesen az OECD1 ekvivalenciaskálára utal, mely szerint: az első felnőtt személy = 1 egység, a többi felnőtt = 0,7 egység, és a gyermek = 0,5 egység. Megjegyezzük, hogy az egy főre jutó jövedelem, mely a hazai gyakorlatban a legelterjedtebb, olyan speciális ekvivalenciaskálát jelent, ahol minden személy ekvivalenciaegysége 1.

A fix jövedelemkategóriákba esők arányával jellemzett jövedelemeloszlás helyett gyakran az ún. decilis eloszlást használják a jövedelemeloszlás bemutatására. A decilis eloszlás azt mutatja meg, hogy az egy főre jutó vagy az ekvivalens jövedelem nagysága szerint sorba rendezett népességből a 10-10 százalékot képviselő jövedelmi tizedei-be tartozók az összes jövedelem hány százalékával rendelkeznek. A decilis eloszlást gyakran kiegészítik az alsó és felső 5 százalék (huszad) részesedésével is, hogy pontosabb képet kapjunk a legszegényebbek és a gazdagok jövedelmi viszonyairól is. A lényegesen kisebb esetszám és a szélsőséges jövedelmi értékek miatt azonban az alsó és felső 5 százalék jövedelmi adatai sokszor nem elég megbízhatók. Kismintás vizsgálatoknál a decilisadatok is bizonytalanok, ezért sok esetben szerencsésebb lenne inkább kvintilisadatokkal dolgozni, de ezt a gyakorlatban kevesen szívlelik meg. A „legnépszerűbb” egyenlőtlenségi mutató ugyanis éppen a deciliseloszlásra épülő q_{10} -mutató.

A következőkben a decilis, kvintilis, kvartilis eloszlás mellett számos jövedelem-egyenlőtlenségi mutatószám, index segítségével próbáljuk bemutatni az elmúlt fél évszázad, majd még részletesebben az elmúlt tíz-tizenkét év lakossági jövedelmeinek eloszlásáról, egyenlőtlenségéről szerzett ismereteinket.

3. A jövedelmi egyenlőtlenség mérőszámai

Amióta a közgazdászok, a társadalomtudományokkal foglalkozó szakemberek, a gazdaság- és társadalompolitika alakítóinak érdeklődése a lakossági jövedelmek el-

oszlásának vizsgálata felé fordult, az egyik legfontosabb kérdés az, hogyan lehet releváns módon mérni a jövedelmek egyenlőtlenségét. Az idők során számos javaslat merült fel az egyenlőtlenség mérésére. Igen sokféle mutatót javasoltak és alkalmaztak a jövedelemeloszlások vizsgálatára. A továbbiakban a teljesség igénye nélkül, csupán a leggyakrabban alkalmazottak rövid bemutatására vállalkozunk. Itt jegyezzük meg, hogy *Tóth István György* könyvében (*Tóth [2005]*) részletesen foglalkozik az egyenlőtlenségi mutatókkal, melyeket két nagy csoportban tárgyal: 1. eloszlási típusú mérőszámok, 2. szóródási típusú mérőszámok. Könyvében kiemelt helyet foglal el a mutatók érzékenységvizsgálata is. Saját számításokkal igazolja, hogy az egyes mutatók különböző módon reagálnak a jövedelemeloszlás különböző szintjein bekövetkező jövedelmi változásokra. Minden általa vizsgált egyenlőtlenségi mutató a legfelső jövedelmi tizedbe tartozók jövedelemnövekedésére reagál a legérzékenyebben. Ezen belül is a Theil-index értéke erőteljesen, a Gini-index kisebb arányban mozdul el. Az alsó decilisbe tartozók jövedelemnövekedése esetén (a népesség többi részének változatlan jövedelme mellett) viszont a Gini-index változik erőteljesebben, míg a Theil-féle kevésbé. Az következőkben bemutatunk néhány egyenlőtlenségi mutatót, főleg olyanokat, amelyekre hosszabb idősorok állnak rendelkezésre, s így elemzéseinkben szerepet játszanak.

a) A Gini-féle egyenlőtlenségi mutató (G)

A sokféle meghatározás közül az egyik:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n(n-1)\bar{y}}$$

Ennek geometriai interpretációja: a Lorenz-görbe és az átló által határolt terület kétszerese. A G egyik hátrányos tulajdonsága, hogy jelentősen különböző jellegű jövedelemeloszlások mellett is azonos lehet G értéke. A mutatót a decilis eloszlás alapján szokták becsülni oly módon, hogy a görbét az egyes tizedeken belül egyenesekkel helyettesítik. (Ennek a számítási módnak azért van különös jelentősége, mert egyedi adataink csak az 1996. évi és a 2005. évi jövedelmi felvételekről álltak rendelkezésünkre.)

$$\hat{G} = 0,9 - 0,2 \sum_{i=1}^9 D_i, \text{ ahol } D_i = \sum_{j=1}^i d_j,$$

azaz D_i a decilisértékek kumulált összege.

Az egyes görbeszakaszok egyenesekkel helyettesítése következtében \hat{G} kissé alábecsüli G valódi értékét. Természetesen, ha nem a kumulált decilisértékek,

hanem például a kumulált huszadok alapján becsüljük G -t, a becslés pontosabb lesz.

b) *Relatív szórás százalékban*

$$\text{rel } v = \frac{\sigma}{\bar{x}} \cdot 100,$$

ahol σ az egy főre jutó (vagy ekvivalens) jövedelmek súlyozott szórása.

c) *Maximális kiegyenlítési hányad, E (Robin Hood-index)*

A decilis eloszláson alapuló egyenlőtlenségi mutató arra vet fényt, hogy a jövedelmek hány százalékát kellene elvenni a 10 százaléknál nagyobb részesedésű tizedektől és odaadni a kisebb részesedésű tizedeknek, hogy teljesen egyenletes eloszlást kapjunk.

$$E = 100 \sum (d_i - 0,1), \text{ ha } d_i \geq 0,1$$

d) q_{10} – a felső és az alsó tized átlagának (részesedésének) hányadosa

$$q_{10} = \frac{d_{10}}{d_1}$$

e) q_5 – a felső és az alsó jövedelmi ötöd átlagának (részesedésének) hányadosa

$$q_5 = \frac{d_9 + d_{10}}{d_1 + d_2}.$$

f) *Éltető-Frigyes-féle egyenlőtlenségi mutatók (Éltető–Frigyes [1968])*

$$v = \text{HIM (Hungarian Inequality Measure)} = \frac{\bar{x}_f}{\bar{x}_a},$$

ahol \bar{x}_f = az átlagjövedelelnél magasabb jövedelműek jövedelmi átlaga; \bar{x}_a = az átlag alatti jövedelműek jövedelmi átlaga; $v_f = \text{HIM}_f = \frac{\bar{x}_f}{\bar{x}}$ az eloszlás felső részének

egyenlőtlensége; $v_a = \text{HIM}_a = \frac{\bar{x}}{\bar{x}_a}$ az eloszlás alsó részének egyenlőtlensége

$$v = v_f v_a.$$

Érdekességként megemlíthető, hogy *M. Zenga* professzor tavaly, 40 évvel az Él-tető–Frigyes-féle cikk megjelenése után, ν reciprokát, pontosabban $1 - 1/\nu$ -t, javasolta egyenlőtlenségi mérőszámként (*Zenga [2007]*).

g) *A jövedelmek logaritmusainak szórásnégyzete*

$$\sigma_{\ln}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n w_i e_i (\ln x_i - \bar{\ln x})^2}{\sum_{i=1}^n w_i e_i},$$

ahol x_i a minta i -edik háztartásában az egy főre jutó vagy ekvivalens jövedelem; $\bar{\ln x}$ a jövedelmek logaritmusainak átlaga; n a mintában a háztartások száma; e_i az i -edik háztartásban az ekvivalencia értékek összege (speciális esetben a háztartás taglétszáma); w_i az i -edik háztartáshoz tartozó súlysúly.

h) *Theil-féle egyenlőtlenségi mutató (T)*

$$T = \frac{1}{N} \sum W_i n_i \frac{x_i}{\bar{x}} \ln \frac{x_i}{\bar{x}}$$

T az összjövedelemben való részesedéssel súlyozza $\frac{x_i}{\bar{x}}$ logaritmusát.

E mutatók közül jó néhányra hosszú távú idősorok is rendelkezésünkre állnak, többségük csak az egy főre jutó jövedelem alapján került kiszámításra.

4. A jövedelmek színvonala és a jövedelmi egyenlőtlenségek időbeli alakulása

Mielőtt a jövedelmi egyenlőtlenségek részletes elemzésére sor kerülne, vessünk egy pillantást a jövedelmek színvonalának időbeli alakulására is, hiszen nem mindegy, hogy az egyenlőtlenségek milyen jövedelem nagyság mellett valósulnak meg.

Az 1. táblázatban összefoglalóan bemutatjuk az egy főre jutó jövedelmek nagyságának és dinamikájának változását 1962 és 2004 között. A 2. táblázatban pedig a főbb egyenlőtlenségi mutatókat látjuk. Így nyomon követhető a kettő kapcsolatának alakulása is.

1. táblázat

Az egy főre jutó jövedelmek nagysága és növekedési üteme 1962 és 2004 között

Megnevezés	1962	1967	1972	1977	1982	1987	1995	2004
Egy főre jutó nettó jövedelem (forint/fő) – nominálértéken	1 075	1 138	1 579	2 322	3 385	5 262	17 978	65 550
Egy főre jutó nettó jövedelem (forint/fő) – 2004. éves áron	38 883	40 311	52 037	64 260	67 413	73 699	46 661	65 550
A reáljövedelmek dinamikája (Index: 1962=100,0)	100,0	103,7	133,8	165,3	173,4	189,5	120,0	168,6
A reáljövedelmek dinamikája (Elő- ző jövedelmi felvétel éve=100,0)	100,0	103,7	100,8	123,5	104,9	109,3	63,3	140,5

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1962–2004.

Az egy főre jutó jövedelmek nagysága reálértéken számolva a hatvanas évektől kezdődően a nyolcvanas évek végéig hol dinamikusabban, hol kevésbé, de folyamatosan növekedett. A lakosság életszínvonalát tekintve az 1987. év meghatározó év volt, mivel ezt követően, már a rendszerváltozást megelőző években, az emberek megélhetési lehetőségei kedvezőtlenebbre fordultak. A rendszerváltozással összekapcsolódó gazdasági recesszió következtében a jövedelmek reálértéke a kilencvenes évek második feléig radikálisan csökkent, majd stagnált, és 1997-98 fordulóján indult növekedésnek. 2004-ben az egy főre jutó átlagos havi jövedelem 66 ezer forint volt, reálértéken még mindig alacsonyabb, mint a nyolcvanas évek idején.

A második öt éves terv időszakában, 1961 és 1965 között, az egy főre jutó nemzeti jövedelem 20 százalékkal, a lakosság reáljövedelme 18 százalékkal növekedett. Ezt követően a harmadik öt éves terv idején, 1966 és 1970 között, a fejlődés üteme még inkább felgyorsult. Az egy főre jutó nemzeti jövedelem 37 százalékkal nőtt és a lakosság reáljövedelme is ehhez igazodott.

1972-ben az egy főre jutó jövedelem a megelőző tíz évhez viszonyítva, reálértéken 33 százalékkal nőtt. Miközben a lakossági jövedelmek színvonala radikálisan növekedett, addig a jövedelmi egyenlőtlenségi mutatók 1962 és 1967 között erőteljes csökkenést, majd 1967 és 1972 között átmeneti növekedést mutattak.

A következő, negyedik öt éves tervidőszakban (1971–1975) az egy főre jutó nemzeti jövedelem további 33 százalékkal nőtt, amelytől a lakossági jövedelmek némileg elmaradtak ugyan, de így is látványos életszínvonal-emelkedés következett be. Erre az időszakra állampolgári joggá vált a társadalombiztosítás, egységessé vált a nyugdíjrendszer, mindez az általános jövedelmi színvonal emelkedése mellett, a jövedelmek szóródásának érzékelhető csökkenését is eredményezte.

A hetvenes évek végétől a jövedelmek növekedési dinamikája megtorpant, bár az egy főre jutó jövedelmek kisebb ütemben ugyan, de egészen 1987-ig tovább nőttek. Az egyenlőtlenségi mutatók hetvenes évekre jellemző alacsony szintje és csökkenő tendenciája 1982 és 1987 között megfordult és növekedni kezdett.

A jövedelmi egyenlőtlenségek, a lakossági jövedelmek radikálisan zuhanása idején, még inkább erősödtek. Míg 1987-ben a lakosság legfelső egytizedének átlagjövedelme kevesebb mint ötszöröse volt az alsó tizedbe tartozók átlagjövedelmének, addig ez az arány a kilencvenes évek közepétől már legalább hétszeres lett.

1995-ben a lakosság egy főre jutó jövedelme reálértéken az 1987-es szint mindössze 63 százalékát tette ki, ugyanakkor a jövedelmi egyenlőtlenségi mutatók nagysága minden korábbit túlszárnyalt.

A kilencvenes évek közepére jellemző jövedelmi egyenlőtlenségi mutatók értékei 2004-re nem mutatnak érdemi változást. A jövedelmek színvonalának erőteljes növekedését a jövedelmi egyenlőtlenségek nem követték.

2. táblázat

Néhány egyenlőtlenségi mutató értéke 1962 és 2004 között

Mutató	1962	1967	1972	1977	1982	1987	1995	2004
Robin Hood	18,4	16,0	16,6	15,0	14,9	17,0	21,0	21,4
q_{10}	5,75	4,61	4,93	4,13	3,80	4,71	7,55	7,55
v (HIM)	2,09	1,92	1,96	1,84	1,82	1,99	2,36	2,41
T	0,112	0,093	0,097	0,077	0,072	0,103	0,176	0,184
G	–	–	0,232	0,212	0,206	0,236	0,296	0,312

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1962–2004.

A jövedelmi egyenlőtlenségek egyik leggyakoribb elemzési módja a lakosság jövedelmének jövedelmi tizedenkénti vizsgálata. A kilencvenes évek közepétől q_{10} értéke egyaránt 7,55 (azaz a felső tized átlagjövedelme az alsó tizedbe tartozók jövedelmének hét és félszerese), ezen belül az első tizedbe tartozók átlagjövedelme az országos átlag egyharmada körül alakult, míg a legfelső tizedbe tartozók az országos átlag két és félszerese volt. A lakosság alsó 60 százalékának jövedelme viszont az országos átlag alatt maradt.

1967-ben (1962-re vonatkozóan nincs ilyen adatunk) az alsó tizedbe tartozók jövedelme az átlagjövedelem egyharmada körüli, ami nem áll távol a ma jellemző helyzettől. Ugyanakkor a felső tizedbe tartozók jövedelme az átlag másfélszeresét tette ki, szemben a ma jellemző két és félszeres aránnyal. A lakosság 80 százalékának jövedelme viszont nem érte el az országos átlagot. 1967-ben q_{10} értéke 4,6 volt,

vagyis a jövedelem differenciálódás globális mértéke lényegesen kisebb volt, mint napjainkban. Az a sajátosság azonban, hogy a nagy jövedelmi ugrás a legfelső tizedbe tartozókra jellemző, akkor is igaz volt.

A hetvenes évek közepe egy általános jövedelemszínvonal-növekedés közepette a jövedelemnivevállódás időszaka volt. Az alsó tizedbe tartozók jövedelme megközelítette az országos átlag felét és már a 6. tizedbe tartozók átlagjövedelme is országos átlag közeli volt. Ugyanakkor a legfelső tizedbe tartozók jövedelme az országos átlag másfélszerese körüli volt. Ilyen jövedelmi egyenlőség, jelentős életszínvonal-javulás közepette, az elmúlt fél évszázadot tekintve, sem korábban nem tudott megvalósulni, sem pedig később nem vált jellemzővé.

A rendszerváltozást közvetlenül megelőző időszakban (1987-es adatok) a lényegesen kisebb ütemben, de tovább javuló életszínvonal mellett a szegények és az alsó középosztály relatív jövedelmi helyzete változott kedvezőtlenül. A magasabb jövedelműek helyzete valamelyest javult, s ezen belül a legmagasabb tizedbe tartozóké erőteljesen nőtt.

A kilencvenes évektől napjainkig az életszínvonal csökkenése, majd újbóli növekedése idején is érvényesült a szegények és az alsó középosztály romló jövedelmi helyzete és a legmagasabb jövedelműek átlagot meghaladó jövedelempozíció javulása.

3. táblázat

*Az egy főre jutó jövedelmek nagysága és az átlagjövedelemhez mért aránya
jövedelmi tizedenként 1967 és 2004 között*

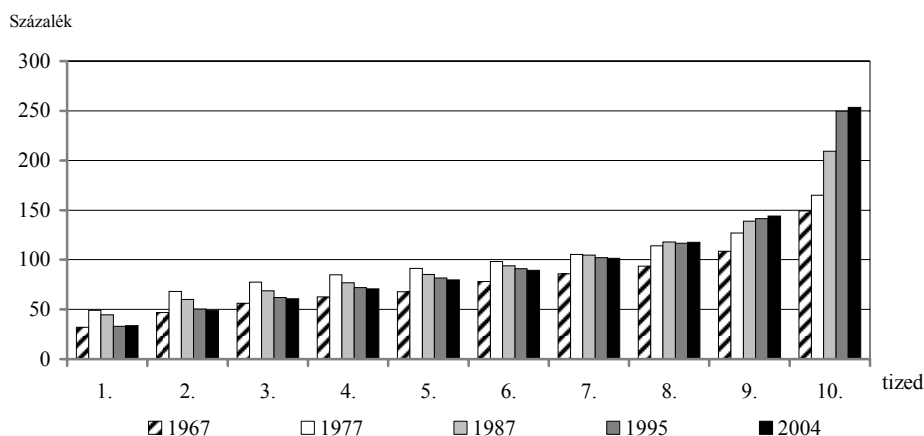
Megnevezés	1967	1977	1987	1995	2004
Egy főre jutó nettó átlagjövedelem (forint/fő) – nominálértéken	1 138	2 322	5 262	17 978	65 550
	Az egy főre jutó jövedelmek átlagjövedelemhez mért aránya jövedelmi tizedenként (százalék)*				
1. tizedbe tartozók jövedelme	32,1	49,1	44,7	33,1	33,6
2. tizedbe tartozók jövedelme	46,9	68,0	60,1	50,3	48,9
3. tizedbe tartozók jövedelme	56,2	77,4	68,8	61,9	60,8
4. tizedbe tartozók jövedelme	62,5	84,9	76,8	72,1	70,7
5. tizedbe tartozók jövedelme	67,9	91,3	85,1	81,8	79,8
6. tizedbe tartozók jövedelme	78,1	98,1	94,0	91,1	89,6
7. tizedbe tartozók jövedelme	85,9	105,4	104,5	102,2	101,5
8. tizedbe tartozók jövedelme	93,8	114,1	118,0	116,6	117,6
9. tizedbe tartozók jövedelme	108,6	127,0	138,7	141,3	144,1
10. tizedbe tartozók jövedelme	149,2	164,9	209,3	249,6	253,6

* Átlagjövedelem = 100,0.

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1967–2004.

1995-ben és 2004-ben az alsó tizedbe tartozók átlagjövedelme az országos átlag egyharmada, szemben az 1977-ben jellemző 49 százalékkal és az 1987-es 45 százalékos aránnyal. A hetvenes évek második felétől az első decilisbe tartozóktól egészen a 7. tizedbe tartozókig bezárólag megfigyelhető, hogy jövedelmük átlagjövedelemhez való viszonya az időben előre haladva kedvezőtlenül alakult. A nyolcadik, kilencedik és tizedik tizedbe tartozók esetében a helyzet éppen fordított. A jövedelememelőződés mértéke a legmagasabb jövedelműek esetében a leglátványosabb.

1. ábra. Az egy főre jutó jövedelmek átlagjövedelemhez mért aránya jövedelmi tizedenként, 1967–2004



Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1967–2004.

Összegezve a jövedelmi egyenlőtlenségek számsorait: a közepesen nagy 1962. évi jövedelmi egyenlőtlenségek 1967-re határozott csökkenést mutatattak, majd a következő öt év alatt újra emelkedésnek indultak. A hetvenes évek a jövedelmek növekedésének és nivellálódásának időszaka. Az egyenlőtlenség, G kivételével az összes többi mutató szerint, 1982-ben érte el legalacsonyabb értékét. 1987-re jelentős emelkedés következett be, amely növekvő dinamikával folytatódott 1995-ig. 1995-ről 2004-re az egyenlőtlenségi mutatók nem jeleznek további számottevő emelkedést.

A következőkben az országos tendenciákon belül a lakóhely településtípusa szerinti, illetve a főbb társadalmi csoportok közötti jövedelmi különbségeket is görcső alá vesszük.

A 4. és 5. táblázat az 1987–2004-es időszakra mutatja a Gini-mutató, valamint a felső és alsó tized átlaga arányának alakulását településtípusonként és néhány egyéb dimenzióban: a háztartásfő aktivitása, továbbá az eltartott gyermekek száma alapján képzett csoportokban.

4. táblázat

G értéke néhány kiemelt háztartási jellemző szerint, 1987–2004

A háztartások vizsgált csoportjai	1987	1995	2004
Budapestiek	0,252	0,336	0,362
Vidéki városban élők	0,234	0,291	0,355
Községiek	0,225	0,257	0,348
A háztartásfő aktív alkalmazásban álló	0,244	0,315	0,407
A háztartásfő inaktív kereső vagy eltartott	0,212	0,257	0,348
A háztartásfő önálló, illetve vállalkozó	–	0,286	0,388
Nincs eltartott gyermek	0,231	0,266	0,296
3 vagy több eltartott gyermek van	0,221	0,286	0,385
Országosan	0,236	0,296	0,312

Forrás: Itt és a következő táblázatban KSH Jövedelmi felvételei, 1987–2004.

5. táblázat

q₁₀ értéke néhány kiemelt háztartási jellemző szerint, 1987–2004

A háztartások vizsgált csoportjai	1987	1995	2004
Budapestiek	4,9	10,0	7,8
Vidéki városban élők	4,5	7,2	7,3
Községiek	4,5	5,9	6,6
A háztartásfő aktív alkalmazásban álló	4,8	7,8	7,1
A háztartásfő inaktív kereső vagy eltartott	4,0	6,3	7,7
A háztartásfő önálló, illetve vállalkozó	7,4	11,2	8,7
Nincs eltartott gyermek	4,5	6,0	6,8
3 vagy több eltartott gyermek van	4,4	6,1	5,2
Országosan	4,71	7,55	7,55

Az összlakosságtól eltérően, a kiemelt lakossági csoportok mindegyikénél *G* értéke egyértelmű egyenlőtlenségnövekedést mutat 1987-től 1995-re és 1995-ről 2004-re is. Ezzel szemben a 10. decilisbe tartozók jövedelmének az első decilisbe tartozók jövedelméhez viszonyított aránya (q_{10}) ellentmondásosan alakult. Míg 1987-ről 1995-re az egyenlőtlenség növekedése határozott és kivétel nélküli, addig 1995-ről 2004-re egyes csoportok jövedelmi egyenlőtlensége csökkent, míg másoké nőtt.

A településtípusok jövedelmi egyenlőtlenségbe játszott szerepének vizsgálata módot nyújt arra, hogy árnyaltabb értelmezést adjunk egyenlőtlenségi mutatóink tartalmának, és az időben „azonosként” kezelt fogalmaink jelentésbeli módosulására is

kitérjünk. Ezáltal rávilágíthatunk arra a fontos tényre, hogy az egyenlőtlenségek időbeli változása nemcsak a jövedelmek színvonalának és szóródásának változásával, hanem a használt kategóriák súlyának és tartalmának módosulásával is összefügg.

6. táblázat

A lakosság településtípusok szerinti megoszlása, 1967–2004*

Településtípus	1967	1977	1987	1995	2004
Budapest	17,9	19,7	18,6	18,6	17,4
Vidéki Város	23,9	30,4	37,7	44,6	47,8
Község	58,2	49,9	43,7	36,9	34,8
Együtt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

* A település típusa mindig az adott évben érvényes besorolás szerint értendő.

Forrás: KSH területi adatai, 1967–2004.

7. táblázat

Az egy főre jutó jövedelmek nagysága és az országos átlagjövedelemhez mért aránya településtípusonként, 1967–2004

Megnevezés	1967	1977	1987	1995	2004
Egy főre jutó nettó átlagjövedelem (nominálértéken)	1 138	2 322	5 262	17 978	65 550
	Az egy főre jutó jövedelmek nagysága településtípusonként (forint/fő)				
Budapest	1 334	2 619	5 990	22 573	83 566
Vidéki város	1 124	2 297	5 250	17 646	66 209
Község	1 084	2 242	4 691	16 063	55 607
	Az egy főre jutó jövedelmek országos átlagjövedelemhez mért aránya településtípusonként (százalék)				
Budapest	117,2	112,8	113,8	125,6	127,5
Vidéki város	98,8	98,9	99,8	98,2	101,0
Község	95,3	96,6	89,1	89,3	84,8

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1967–2004.

1967-ben a lakosság 18 százaléka élt Budapesten, 24 százaléka vidéki városokban és 58 százaléka községekben. A községlakók aránya folyamatosan csökkent, 1977-ben még a népesség fele lakott községben, napjainkban alig több mint egyharmada.

A vidéki városokban élők aránya ezzel ellentétes tendenciájú, töretlenül növekvő. 2004-ben a lakosság közel fele vidéki városlakó volt.

A budapestiek aránya a lakosságon belül a hetvenes évek végéig nőtt, majd stagnált és jelenleg csökkenő tendenciát mutat. Ma közel ugyanolyan arányban élnek a fővárosban, mint a hatvanas évek második felében.

Miközben a lakosság településtípusok szerinti megoszlása nagyot változott, a magyar települések jogi státusa is átalakult. A hazai stabilnak mondható településszámon belül egyre több község szerezte meg a városi rangot. 1980-ban összesen 96 városunk volt, mára számuk több mint két- és félszeresére nőtt. Városaink nagysága, fejlettségi színvonala napjainkra sokkal nagyobb heterogenitást mutat, mint korábban bármikor. Ez megmutatkozik az ott élők jövedelmi sajátosságaiban is.

A községekben élők jövedelmi elmaradása az országos szinttől mindvégig jellemző volt, de a városok és a városlakók számának növekedésével párhuzamosan az itt élők jövedelmi leszakadása erősödött.

Mint utaltunk rá, a jövedelmi egyenlőtlenségek két mérőszámának G -nek és q_{10} -nek értéke a településtípusokat illetően 1987-ről 1995-re, hasonlóan az országos tendenciához, egyértelműen növekedett, viszont 1995 és 2004 között ellentmondásosan alakult. (Sajnos a korábbi évekre ilyen bontásban nem áll rendelkezésünkre adat.)

A Budapesten élők jövedelmi egyenlőtlensége – a legutóbbi két jövedelmi felvétel idején, a Gini-index alapján, tovább nőtt, míg a felső és alsó tized átlagjövedelmének arányát jelző mutatószám szerint már csökkent. A vidéki városokban élők esetében, a Gini-index erőteljes emelkedése mellett, q_{10} értéke alig változott. A községlakóknál mindkét mutatószám látványosan nőtt. Mire utalnak a mutatószámokban megmutatkozó különbségek?

A Gini-index merőben semleges mutató, nem veszi figyelembe, hogy a jövedelmi különbségek a jövedelmi skála melyik lépcsőjén, az alacsonyabb, vagy a magasabb jövedelmi csoportok között, vagy azokon belül képződnek. A q_{10} index esetében a lakosságot, ezen belül a budapestieket, a vidéki városokban élőket és a községlakókat, egy főre jutó jövedelmük alapján tíz részre osztjuk, majd az egyes tizedeken belüli és közötti különbségekkel nem foglalkozva, a legmagasabb egytizedbe és a legalacsonyabb egytizedbe tartozók jövedelmének arányát vizsgáljuk. Ez utóbbi esetben is a felső és alsó tizedbe tartozók átlagjövedelmét hasonlítjuk össze és a vizsgált tizedeken belüli eltérések szerepével csak annyiban foglalkozunk, amennyiben minden általunk vizsgált decilisbe tartozó személy jövedelmének nagysága befolyásolja a decilis átlagjövedelmét, illetve összjövedelemből való részesedését. Az adott településtípusba tartozók jövedelmére vonatkozó G -mutató viszont minden egyes jövedelmi különbséget számításba vesz, teljesen függetlenül attól, hogy az a szegények, a közepes jövedelműek, vagy a gazdagok körére vonatkozik-e. Az indexben minden jövedelmi különbség „azonos megítélés” alá esik.

A Gini-index 1995 és 2004 között, országos szinten és településtípusonként is, egyértelmű növekedést mutatott. Ez arra utal, hogy az emberek közötti jövedelmi különbségek, a jövedelmek szóródása tovább nőtt. A tendencia leghatározottabban a vidéken élők körében érvényesült. Ez azt jelenti, hogy a vidéki városokban élő növekvő számú népesség jövedelmileg még kevésbé homogén, mint korábban. A községlakók esetében a jövedelmi különbségek, csökkenő népességszám mellett is, még határozottabbak.

A Budapesten élők számarányukat meghaladóan részesedtek a lakosság összjövedelméből 1995-ben és 2004-ben is. A vidéki városokban élők országos összjövedelemből való részesedése növekedett ugyan, de még mindig elmaradt attól a mértéktől, amit létszámnövekedésük indokolt volna. A községekben élők összjövedelemből való részesedése 1995-ben és 2004-ben messze létszámarányuk alatti, és az elmaradás növekvő tendenciájú.

Az alsó és felső jövedelmi tizedbe tartozók összjövedelemből való részesedésének településtípus szerinti változását két szempontból is vizsgálhatjuk. Érdeemes megnézni, hogy mekkora ez a részesedés az országos decilis alapján, és hogyan alakul akkor, ha azt a saját, településtípusonkénti decilisek alapján vizsgáljuk (ez látható a 8. táblázat kétféle tizedenkénti számsorainál).

A budapestiek összjövedelemből való létszámarányos részesedése úgy csökkent, hogy ezen belül az országosan számított alsó tizedben és felső tizedben is kisebb arányban vannak jelen 2004-ben, mint korábban. A szegények egy része számára a budapesti létforma felszámolása volt a megoldás a nehezebb gazdasági helyzetben. A jómódú fővárosiak egy része is „kivonult” Budapestről és az agglomerációban telepedett le, egyszerre használva a főváros és a vidék adta előnyöket. Így a fővárosi lakosság körében jövedelemnivevellődési folyamat figyelhető meg. A jövedelmi különbségek nem a legszegényebbek és a legmagasabb jövedelműek között, hanem a többi jövedelmi csoportba tartozók körében erősödtek.

A vidéki városlakók létszámnövekedéssel arányos összjövedelem-növekedésén belül elsősorban a jómódúak országos decilisen belüli számarány-növekedése a jellemző. A vidéki városlakók létszámnövekedése részben a jobb érdekérvényesítéssel rendelkező, illetve a fejlettebb községek várossá nyilvánításának, részben pedig a jobb módú községlakók városba költözésének a következménye. Mindkettő azt eredményezte, hogy az ország lakosságából kevesebben tartoznak az alsó tizedbe és többen a felső tizedbe a vidéki városlakók közül. A városlakók jövedelmi heterogenitása mindezen sajátosságok mellett tovább nőtt.

A községekben élők esetében egyértelműen kirajzolódik a jobb módúak elvándorlása, illetve a városi rangra emelkedett községek kiszakadása. Ugyanakkor az agglomerációba tartozó és a jómódúak által kedvelt községek következtében a községlakók legfelsőbb jövedelműekből való magasabb részesedése is érvényesül. Mindezek eredőjeként a községlakóknak összességében romló jövedelmi helyzete erőteljes jövedelemdifferenciáltság közepette érvényesül. A belső egyenlőtlenségek mértéke

napjainkra megközelíti a városlakókét. A falvakban élők között növekvő számban találunk szélsőségesen szegényeket és gazdagokat. Ez mutatkozik meg G és q_{10} értékének egyaránt megfigyelhető növekedésében.

8. táblázat

q_{10} értéke és az összjövedelemből való részesedés településtípusonként és ezen belül országos és saját jövedelmi decilisek szerint, 1995–2004 (százalék)

A háztartások vizsgált csoportjai	1995	2004
<i>q_{10} értéke</i>		
Budapestiek	10,0	7,8
Vidéki városban élők	7,2	7,3
Községiek	5,9	6,6
A Budapesten élő népesség aránya az össznépességből	18,6	17,4
Budapesten élők jövedelemrészesedése összesen	23,3	22,3
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	2,3	1,1
A felső tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	43,9	39,6
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	2,7	3,3
A felső tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	26,9	25,9
A vidéki városokban élő népesség aránya az össznépességből	44,6	47,8
Vidéki városban élők jövedelemrészesedése összesen	43,7	48,3
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	3,3	3,1
A felső tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	23,7	24,9
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	3,4	3,4
A felső tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	24,3	24,9
A községekben élő népesség aránya az össznépességből	36,9	34,8
Községekben élők jövedelemrészesedése összesen	32,9	29,5
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	4,1	5,5
A felső tized részesedése az összjövedelemből (országos decilis alapján)	13,2	15,3
Az alsó tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	3,7	3,6
A felső tized részesedése az összjövedelemből (saját decilis alapján)	21,7	23,7

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1987–2004.

Visszatérve a 4. és 5. táblázat egyenlőtlenségi mutatóira, a háztartásfő gazdasági aktivitásának jövedelmi egyenlőtlenségben játszott szerepe 1987-től 1996-ra és 1996-ról 2004-re is egyértelműen és dinamikusán növekszik. A háztartásfő inaktív státusának jövedelmi egyenlőtlenséget magyarázó szerepe főleg 1995 és 2004 között erősödött. Az inaktív háztartásokban élők jövedelmi helyzete heterogénebb képet

mutat, mint a kilencvenes évek közepén. Növekszik az inaktív háztartásfőjű háztartásban nevelt eltartott gyermekek száma, mivel a gyermekellátási juttatásban részesülő anyák épp úgy nem tartoznak az aktív keresők közé, mint ahogy a munkanélküli, vagy munkaviszonnyal nem rendelkező alkalmi munkákból élő háztartásfők sem. Ugyanakkor pedig a nyugdíjasok jövedelemkülönbsége is erősödött.

A magas gyermekszám jövedelemkülönbség szerepe tovább nőtt, de ezen belül q_{10} értéke az utóbbi két jövedelmi felvétel adatai szerint csökkent, azaz a nagycsaládok alsó és felső jövedelmi tizedébe tartozók jövedelmi különbsége csökkent, szemben az 1987-es helyzettel.

Már G és q_{10} értékeinek eddigi értelmezése is arra hívja fel a figyelmet, hogy az egyenlőtlenségek megértése és számszerűsítése tágabb értelmezési keretet és nagyfokú figyelmet igényel.

Az egyenlőtlenség további mérőszámának, a T -mutatónak, a felbontásával újabb szempontokat kapunk a lakosság jövedelmi egyenlőtlenségeinek megértéséhez, az egyes háztartási jellemzők egyenlőtlenségben játszott szerepének számszerűsítéséhez. Erről lesz szó a következő fejezetben.

5. A T -mutató felbontása csoportok közötti és csoportokon belüli egyenlőtlenségre

Az előzőekben bemutatott egyenlőtlenségi mutatók közül egyedül a Theil-féle T -mutató rendelkezik a fontos tulajdonsággal, hogy egyértelműen *additive felbontható csoportok közötti és csoportokon belüli* átlagos egyenlőtlenségre.²

Henry Theil információelméleti megfontolások alapján fejlesztette ki az általa javasolt egyenlőtlenségi mutatókat. Ha y_i jelöli egy adott országban vagy lakossági csoportban az i -edik személy részesedését az összes jövedelemből és N a személyek száma, akkor

$$H(y) = \sum_{i=1}^N y_i \ln \frac{1}{y_i}$$

a részesedési arányok entrópiája, amely maximumát, $\ln N$ -t, akkor éri el, ha mindenki egyenlő arányban részesedik az összjövedelemből. Ezért a $T = \ln N - H(y)$

² A felbonthatóság formálisan fennáll a logaritmusos szórásnégyzetre is, ám σ_{\ln}^2 nem a jövedelmek, hanem azok logaritmusának varianciája, ezért a felbontás ez esetben nem értelmezhető belső és külső egyenlőtlenségként. A relatív szórás négyzete is felbontható, de az egyik tagban a súlyok összege nem lesz 1.

egyenlőtlenségi mutató értéke a maximális entrópia, azaz a jövedelmek teljesen egyenletes eloszlása esetén lesz 0. T úgy interpretálható, mint a sokasági arányokat jövedelmi arányokká transzformáló üzenet.

A következőkben foglaljuk össze T egyenlőtlenségi mutató néhány elvárható, illetve fontos tulajdonságát:

- a) T nem érzékeny a jövedelem egységének megválasztására, $T(y) = T(ky)$, azaz $T(y)$ 0-ad rendű homogén függvény y -ban.
- b) Az egyenlőtlenség növekszik, ha ugyanaz a jövedelemösszeg több személy között oszlik meg

$$T_1(y) > T(y), \text{ ha } N_1 > N.$$

- c) Ha $y_i > y_j$ és a j személy jövedelme az i személy rovására növekszik, azaz $y_i - y_j < y_i - y_j$ és közben az összjövedelem és a többi személy jövedelme nem változik, akkor T értéke csökken. (Dalton–Pigou-féle transzfer elv.)³

- d) Álljon a sokaság G számú, egymást kölcsönösen kizáró csoportból!

Ekkor:

$$T = \ln N - H(y) = \sum_{g=1}^G Y_g \ln \frac{Y_g}{N_g/N} + \sum_{g=1}^G Y_g \left[\sum_{i \in S_g} \frac{y_i}{Y_g} \ln \left(\frac{y_i}{Y_g} / \frac{1}{N_g} \right) \right], \quad /1/$$

ahol Y_g = a g csoport részesedése az összjövedelemből, azaz

$$Y_g = \frac{S_g \bar{y}_g}{N \bar{y}}.$$

T felbontásánál az első tag adja a csoportátlagok eltéréséből és a csoportok súlyából adódó egyenlőtlenséget, a második tag pedig a csoportokon belüli átlagos egyenlőtlenséget.

Eloszlásfüggvénnyel megadott jövedelemeloszlások esetén T értéke általában számítható a függvény paramétereiből. Például kétparaméteres lognormális eloszlás

³ Mint tanulmányunk lektora rámutatott, T nemcsak teljesíti a regresszív transzfer elvét, hanem a transzfer jövedelmi skálán való elhelyezkedésére is érzékeny.

$$\left[f(z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi z}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(\ln z - \mu)^2}{\sigma^2}\right) \right]$$

esetén $T = \frac{1}{2}\sigma^2$, Pareto-eloszlásnál ($f(x) = \alpha x^{-\alpha-1}, x \geq 1$) pedig

$$T = \frac{1}{\alpha-1} \ln \frac{\alpha}{\alpha-1}.$$

A felbontás az egy főre jutó jövedelmek egyenlőtlenségének vizsgálata esetén a következőképpen írható fel:

$$T = \sum_{g=1}^G \frac{N_g}{N} \frac{\bar{x}_g}{\bar{x}} \ln \frac{\bar{x}_g}{\bar{x}} + \sum_{g=1}^G \frac{N_g}{N} \frac{\bar{x}_g}{\bar{x}} T_g, \quad /2/$$

ahol $N = \sum W_i n_i$; W_i = az i -edik háztartásnál alkalmazott felszorzó faktor; n_i = az i -edik háztartás taglétszáma; x_i = az i -edik háztartás egy főre jutó jövedelme; N_g = a g csoport felszorzott létszáma; \bar{x}_g = az egy főre jutó jövedelem átlaga a g csoportban; T_g = a g csoporton belüli Theil-mutató értéke, azaz

$$T_g = \sum_{k \in S_g} \frac{x_k}{\bar{x}_g} \ln \frac{x_k}{\bar{x}_g}.$$

A felbontás első tagját osztva T -vel kapjuk meg az adott csoportosítás (együttes csoportok) százalékos hozzájárulását a T egyenlőtlenséghez. Ez a százalékos hozzájárulás jelenik meg magyarázó erőként a későbbi táblákban.

Ha nem az egy főre jutó, hanem az ekvivalens (egy fogyasztási jövedelemre jutó) jövedelem egyenlőtlenségére ható tényezőket vizsgáljuk, akkor a /2/ formulában \bar{x} és \bar{x}_g helyébe az ekvivalens jövedelmek \bar{y} átlagát és \bar{y}_g -t, a g csoporton belüli átlagát kell írni.

A T egyenlőtlenségi mutató felbonthatóságának jelentősége abban van, hogy segítségével megismerhetők azok a tényezők, illetve tényezőegyüttesek, amelyek legnagyobb mértékben járulnak hozzá a lakosságon belüli jövedelmi különbségek kialakulásához. Egy ország háztartásait nagyon sok ismérv alapján bonthatjuk egymást kölcsönösen kizáró részcsoportokra. Az sem közömbös az eredmények szempontjából, hogy mennyire részletes avagy összevont csoportokat alkalmazunk. Minél részletesebben bontjuk meg a háztartások összességét, illetve minél több ismérv alapján képzzük ház-

tartási csoportokat, általában annál nagyobb hányadát indokolják a T egyenlőtlenségi mutatónak az így képzett csoportátlagokban mutatkozó jövedelmi különbségek. Egy újabb csoportosítási ismérv bekapcsolása a felbontásba sohasem csökkentheti, hanem kisebb nagyobb mértékben növeli az egyenlőtlenség magyarázott hányadát. A bontás részletezettségének azonban határt szab a mintanagyság, illetve a jövedelmi felvétel során megfigyelt háztartási vagy személyi jellemzők száma és részletezettsége. Annak eldöntésében, hogy hány és milyen ismérvek szerinti csoportosításokkal érdemes próbálkozni T felbontásánál, részben a tapasztalatok, részben a közgazdasági megfontolások játszanak szerepet. Sokévi tapasztalat, hogy nem érdemes nagyon kicsi létszámú csoportokat képezni, mert a T -mutató /2/ felbontásából egyértelmű, hogy a csoportátlagok közötti különbségek egyenlőtlenséget magyarázó erejéhez jelentős mértékben járul hozzá a csoportok súlya is. Ezért, még abban az esetben is, ha egy kisebb csoport átlagjövedelme jelentős mértékben eltér az összátlagtól, a T felbontásában nagy valószínűséggel csak elenyésző szerepet fog játszani.

Annak érdekében, hogy T felbontására a választott csoportosítások esetleges önkényességének hatását elkerüljük, kétféle csoportosítást is alkalmaztunk. A csoportosítások hatása a T egyenlőtlenségi mutató alakulását négy, az 1983. évi, az 1988. évi, az 1996. évi és a 2005. évi felvétel adatai alapján is kiszámítottuk, ami lehetőséget ad annak vizsgálatára, hogy a vizsgált időszak alatt változott-e, s ha igen, milyen mértékben az egyes tényezők hozzájárulása az egyenlőtlenséghez. Az utóbbi két jövedelmi felvétel adatai alapján nemcsak az egy főre jutó, hanem az ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségét jelző T -mutatóra ható tényezők hozzájárulását is kiszámítottuk.

Az első fajta csoportosításnál alkalmazott ismérvek és azok ismérvváltozatai:

- a háztartás taglétszáma: 1, 2, ... ≥ 6 ;
- a 20 éven aluli eltartott gyermekek száma: 0, 1, 2, 3 ≥ 4 ;
- a háztartásfő iskolai végzettsége:
 - alsó fokú,
 - szakmunkás, szakiskola,
 - középfokú,
 - felső fokú;
- a háztartásfő korcsoportja: ≤ 29 , 30–39, 40–49, 50–59 ≥ 60 éves.

A 9. táblázat az előbbi ismérvekkel képzett háztartáscsoportok átlagjövedelemben mutatkozó különbségeinek (és a csoport súlyainak) magyarázó erejét mutatja a T -mutató felbontásánál.

Az egyes háztartási jellemzők jövedelmi egyenlőtlenségben játszott szerepének vizsgálatát az összes háztartás mellett az aktív keresővel rendelkező háztartások szűkített körére is elvégeztük. Erre vonatkozó adatok csak az utóbbi két jövedelmi felvételekből álltak rendelkezésünkre.

9. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem szóródását előidéző egyes háztartási jellemzőknek a Theil-mutató felbontásával mért magyarázó ereje, 1982, 1987, 1995, 2004 (százalék)

A változók és kombinációik	1982	1987	1995	2004
1. Taglétszám	11,8	7,2	8,5	8,4
2. Eltartott gyermekek száma	24,3	12,5	11,5	12,4
3. Háztartásfő korcsoportja	15,9	9,2	2,6	4,2
4. Háztartásfő iskolai végzettsége	–	–	13,9	20,1
1. és 2. ismérv	–	–	12,4	13,1
1. és 3. ismérv	30,8	18,9	12,8	14,0
1. és 4. ismérv	–	–	23,6	28,3
2. és 3. ismérv	38,2	21,7	14,8	15,2
2. és 4. ismérv	–	–	28,4	33,7
3. és 4. ismérv	–	–	18,6	23,6
2., 3. és 4. ismérv	–	–	29,6	35,4
1., 2., 3. és 4. ismérv	–	–	32,1	38,3
Theil-mutató	0,072	0,103	0,176	0,182

Megjegyzés. 1982-re és 1987-re az adataink hiányosak.

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1982–2004.

10. táblázat

Az aktív keresős háztartások egy főre jutó jövedelme szóródását előidéző egyes háztartási jellemzőknek a Theil-mutató felbontásával mért magyarázó ereje, 1995 és 2004 között (százalék)

A változók és kombinációik	1995	2004
1. Taglétszám	14,1	14,0
2. Eltartott gyermekek száma	13,0	14,4
3. Háztartásfő korcsoportja	2,6	3,1
4. Háztartásfő iskolai végzettsége	13,6	19,9
1. és 2. ismérv	17,2	17,9
1. és 3. ismérv	16,4	17,3
1. és 4. ismérv	25,9	30,4
2. és 3. ismérv	14,7	15,5
2. és 4. ismérv	27,8	33,3
3. és 4. ismérv	17,2	23,7
1., 2., 3. és 4. ismérv	33,0	37,8

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1995, 2004.

Mint a 9. és 10. táblázatok összevetéséből kitűnik, az aktív keresős háztartások körében a taglétszám és az eltartott gyermekek száma erőteljesebben differenciálja az egy főre jutó jövedelmeket, mint az összes háztartás esetében. A háztartásfő korcsoportjának és iskolai végzettségének magyarázó ereje viszont gyakorlatilag nem függ attól, hogy az összes háztartást vagy csak az aktív háztartásokat tekintjük. Ugyanez elmondható a vizsgált négy ismérv együttes magyarázó erejéről is.

A taglétszám szerepe a jövedelmi különbségekben a kilencvenes évek elejéig látványosan csökkent, majd némileg növekedett, de szerepe messze elmarad a háztartás gyermekszámának, és még inkább a háztartásfő iskolai végzettségének magyarázó erejétől. Ez utóbbi abszolút dominanciával bír a jövedelmi differenciálódás magyarázatában. 2004-ben a teljes lakosság körében és az aktív háztartásokban élők között ez az egy tényező „magyarázta” a teljes jövedelmi egyenlőtlenség egyötödét.

Érdeemes továbbá azt is megvizsgálni, hogy ha nem az egy főre jutó, hanem az ekvivalens jövedelem egyenlőtlenségét jelző T -mutatót bontjuk fel az előzőkben vizsgált jellemzők szerint, az eredmények mást mutatnak-e, s ha igen, milyen mértékben módosulnak.

Általános tapasztalat, nemcsak hazánkban, hanem másutt is, hogy az ekvivalens jövedelmek kisebb egyenlőtlenséget jeleznek, mint az egy főre jutó jövedelmek, hiszen a különböző ekvivalenciaskálák éppen a különböző korú, aktivitású személyek szükségleteiben fennálló különbségeket, illetve a nagyobb háztartások által a lakásfenntartási és egyéb közös költségek terén elérhető megtakarításait igyekeznek figyelembe venni. A 11. táblázat az ekvivalens jövedelem T -mutatójának a már vizsgált ismérvek szerinti felbontásából kapott eredményeit mutatja be 1995-re és 2004-re az aktív keresős, a nyugdíjas háztartásokra és az összes háztartásra is. Az „egyéb inaktív” és „eltartott háztartásfőjű” háztartások önálló szerepeltetésétől eltekintettünk, mivel elenyésző számuk miatt nem látszott indokoltnak T felbontását ezekre külön bemutatni.

A 9. és 11. táblázatok összevetéséből egyértelműen kitűnik, hogy az ekvivalens jövedelem szóródását kisebb mértékben magyarázzák a vizsgált háztartási ismérvek. Különösen igaz ez a taglétszámra és a gyermekszámra, hiszen az ekvivalenciaskála már eleve tompítja e két változó által indukált egy főre jutó jövedelmi különbségeket. Figyelemreméltó ugyanakkor, hogy a háztartásfő iskolázottsági szintjében fennálló különbségek az ekvivalens jövedelem szóródásából még valamivel többet is magyaráznak, mint az egy főre jutó jövedelmi különbségekből. 2004-ben önmagában ez a tényező az ekvivalens jövedelmek szóródásának közel 23 százalékát, míg az egy főre jutó jövedelmek Theil-mutatóval mért szóródásának 20 százalékát indokolta. A magasabb iskolai végzettséggel rendelkező háztartásfők háztartásai zömükben kisebb taglétszámúak, kevesebb eltartott gyermekekkel rendelkeznek, így az ekvivalens jövedelem esetében relatív jövedelmi pozíciójuk kedvezőbbnek mutatkozik, mint az alacsony iskolai végzettségű, magasabb taglétszámú és gyermekszámú háztartásoké. Ezáltal az iskolai végzettség jövedelemdifferenciáló hatása ekvivalens jövedelmek esetében erőteljesebben érvényesül.

11. táblázat

A nettó ekvivalens jövedelem egyenlőtlenségét mutató T érték felbontásából kapott százalékos arányok, 1995, 2004

Változók és kombinációik	1995			2004		
	Aktív keresős	Nyugdíjas	Összes	Aktív keresős	Nyugdíjas	Összes
	háztartás					
1. Taglétszám	7,3	10,2	3,9	5,4	3,0	2,2
2. Eltartott gyermekek száma	6,9	10,8	5,8	7,0	2,7	2,3
3. Háztartásfő korcsoportja	1,3	7,8	1,3	2,3	3,3	3,2
4. Háztartásfő iskolai végzettsége	14,5	12,1	14,6	20,3	21,9	22,6
1. és 2. ismérv	9,1	12,0	6,4	8,0	3,8	4,1
1. és 3. ismérv	8,9	12,1	6,7	8,2	5,6	7,3
1. és 4. ismérv	20,6	21,0	19,4	25,2	25,5	25,4
2. és 3. ismérv	8,2	12,1	8,2	7,9	4,3	7,1
2. és 4. ismérv	22,4	21,8	22,4	26,7	24,2	25,7
3. és 4. ismérv	16,6	18,6	17,6	23,1	26,1	24,8
1., 2. és 3. ismérv	10,7	13,8	9,5	10,0	6,0	9,1
1., 2. és 4. ismérv	24,0	23,2	23,3	28,0	25,2	27,3
1., 3. és 4. ismérv	22,8	23,4	22,1	27,3	28,2	27,8
2., 3. és 4. ismérv	23,4	23,3	23,9	28,0	25,2	27,3
1., 2., 3. és 4. ismérv	26,3	25,7	26,0	30,4	29,0	30,4
Theil-mutató	0,170	0,088	0,157	0,166	0,115	0,173

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1995, 2004.

A háztartásfők életkori különbségei a kilencvenes évektől sem az ekvivalens jövedelmek, sem pedig az egy főre jutó jövedelmek szóródásának különbségeihez nem járulnak hozzá számottevően. Az életkor jövedelem differenciáló szerepe a hetvenes évek végétől a társadalombiztosítási rendszer átalakításával, a nyugdíjrendszer egyszerűsítésével és a nyugdíjjogosultság általánossá válásával erőteljesen csökkenni kezdett. Az idősek (60 éven felüliek) jövedelemmaradása egyre kevésbé jellemző, sőt a kilencvenes évektől a 60 éves és idősebb háztartásfőjű háztartásokban élők egy főre jutó jövedelme meg is haladja az országos átlagot. Ez elsősorban a nyugdíjjogosultság megszerzésének, a biztos megélhetést nyújtó nyugdíjnak és az eltartási kötelezettség megszűnésének a következménye.

Az aktív életszakasz vége jövedelmi szempontból a legkedvezőbb időszak. Az 50-59 éves háztartásfőjű háztartások tagjai nemcsak napjainkban, hanem a korábbi évtizedekben is, átlagot messze meghaladó jövedelmi viszonyok között éltek. Már erre az

életszakaszra is igaz, hogy csökken az eltartási kötelezettség, miközben az aktívak esetében szakmailag, munkaerő-piaci pozíciót tekintve a leggyümölcsözőbb időszak, nyugdíjasok esetében pedig a nyugdíjak még nem veszítettek sokat vásárlóerejükből. A kettős jövedelem is erre az életszakaszra a legjellemzőbb. Az idős háztartásfőjű háztartásokban élők számaránya növekszik ugyan, de ez a növekedés messze elmarad a fiatal háztartásfőjű háztartásokban élők számarányának csökkenése mögött.

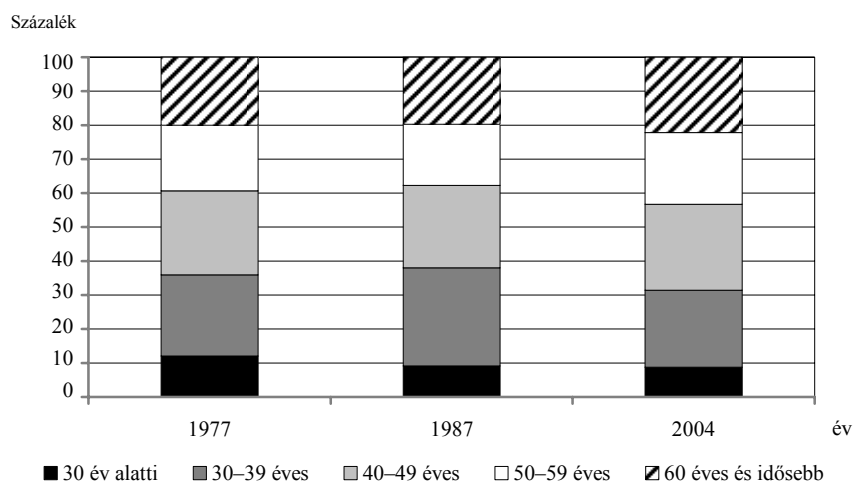
12. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem nagysága és az országos átlagban kifejezett aránya a háztartásfők korcsoportja szerint, 1977, 1987, 2004

Korcsoport (év, éves)	1977		1987		2004	
	Jövedelem nagysága (forint/hó)	Országos átlag=100,0 (százalék)	Jövedelem nagysága (forint/hó)	Országos átlag=100,0 (százalék)	Jövedelem nagysága (forint/hó)	Országos átlag=100,0 (százalék)
30 alatti	1 980	85,3	4 568	86,8	60 599	92,4
30–39	2 090	90,0	4 672	88,8	56 037	85,5
40–49	2 451	105,6	5 601	106,4	62 122	94,8
50–59	2 869	123,6	6 377	121,2	79 642	121,5
60 és idősebb	2 170	93,5	5 022	95,4	67 693	103,3
<i>Összesen</i>	<i>2 322</i>	<i>100,0</i>	<i>5 262</i>	<i>100,0</i>	<i>65 553</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1977, 1987, 2004.

2. ábra. A személyek megoszlása a háztartásfők korcsoportja szerint, 1977, 1987, 2004



A Theil-mutatóval jellemzett jövedelmi szóródás felbontásának egyik legszembe-tűnőbb jellegzetessége, hogy az eltartott gyermekek számának jövedelmi különbségekre gyakorolt hatása az időben előre haladva erőteljesen csökkenő tendenciát mutat. Ez nem azért következett be, mert javult a többgyermekes háztartások jövedelmi helyzete, hanem döntően annak köszönhető, hogy a gyermekes háztartásokban élők súlya folyamatosan csökkent. (Ezt látjuk a 13. és 14. táblázatokban.) 1972-ben a népesség 38 százaléka élt gyermektelen háztartásokban, ma a lakosság több mint fele (54 százaléka). A gyermekes háztartások tagjain belül a három és több eltartott gyermekkel élők aránya viszonylag stabil, 9 százalék körüli arányt képvisel.

13. táblázat

A személyek számának megoszlása háztartásuk 20 éven aluli eltartottjainak száma szerint 1972 és 2004 között (százalék)

Megnevezés	1972	1977	1987	1995	2004
Nincs eltartott gyermek	38,0	41,6	40,2	43,7	54,0
Egy eltartott gyermek van	29,2	24,8	23,4	23,9	20,0
Két eltartott	23,5	25,0	28,1	23,6	17,0
Három és több eltartott	9,3	8,6	8,3	9,3	9,0
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1972–2004.

14. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem nagysága a háztartások 20 éven aluli eltartottjainak száma szerint az átlagjövedelem arányában 1972 és 2004 között (százalék)

Megnevezés	1972	1977	1987	1995	2004
Nincs eltartott gyermek	106,3	107,0	114,2	118,9	117,5
Egy eltartott gyermek van	103,0	101,1	103,2	97,1	93,6
Két eltartott	92,6	93,4	87,2	84,3	80,4
Három eltartott	78,8	80,4	69,9	63,5	60,9
Négy és több eltartott	46,3	57,7	50,7	45,1	46,4
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1972–2004.

Már a hetvenes években is igaz volt, de a nyolcvanas évektől még inkább jellemző, hogy a gyermektelen háztartásokban élők egy főre jutó jövedelme meghaladja a gyermekes háztartásokban élőkét. 1972-ről 1977-re a nagyobb gyermekszámú háztartások tagjainak relatív jövedelmi pozíciója valamelyest javult, majd ezt követően napjainkig ennek a fordítottja igaz. 2004-ben a négy és több gyermeket nevelő háztartásokban élők egy főre jutó jövedelme a gyermektelen háztartásokban élők jövedelmének a felét sem éri el.

A gyermek nélküli háztartásokban élők egy főre jutó jövedelme 2004-ben, hasonlóan az 1995-ös szinthez, közel 20 százalékkal haladta meg az országos átlagot. A hetvenes években ezzel szemben még 10 százalék alatti volt a különbség. A kilencvenes évek közepétől az egy főre jutó jövedelem már egy eltartott gyermek esetén is az országos átlag alatt marad. Időben előrehaladva a múlt század hetvenes éveitől napjainkig, az egy-, kettő-, három- és négygyermekes háztartásokban élők esetében is igaz, hogy jövedelmi pozíciójuk a gyermektelenekhez képest romló tendenciájú.

Hasonlót tapasztalunk az aktív keresős háztartásokban élő különböző gyermekszámú háztartások esetében is. 1977-től 2004-re a három- és többgyermekes háztartásokban élők átlaghoz mért jövedelmi aránya 71 százalékról 59 százalékra csökkent, a kétgyermekeseké 90 százalékról 80 százalékra. Ugyanakkor a gyermekteleneké viszont 115 százalékról 125 százalékra nőtt. A gyermekes, különösen a többgyermekes háztartásokban élők aránya viszont számottevően csökkent a vizsgált időszakban, a lakosság gyermekszám szerinti megoszlása egyenletesebbé vált. Mivel azonban a Theil-féle egyenlőtlenségi mutató felbontásában nemcsak a csoportátlagokban mutatkozó különbségek, hanem a csoportok súlya is jelentős szerepet játszik, ezért csökkenhetett a gyermekszám egyenlőtlenséget magyarázó ereje.

15. táblázat

A személyek megoszlása a háztartásfők iskolai végzettsége szerint, 1995-ben és 2004-ben (százalék)

Iskolai végzettség	1995	2004
Legfeljebb 8 általános	40,5	30,4
Szaktanácsképző, szakiskola	23,7	29,1
Középfokú végzettség	22,6	24,4
Főiskola, egyetem	13,2	16,1
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1995, 2004.

A csoport súlyok változásának döntő szerepe volt abban is, hogy az elmúlt negyed században számottevően nőtt a háztartásfő iskolázottsági szintjében fennálló különbségek jövedelmi egyenlőtlenséget magyarázó ereje. 2004-ben az egy főre jutó jövedelem alapján számolt egyenlőtlenség 20 százalékat, az ekvivalens háztartási jövedelmi különbségek 23 százalékat magyarázta a háztartásfő iskolai végzettségi szintje. Az iskolai végzettség szerepe a csoport súlyok változásától függetlenül is meghatározó szerepet játszik az egyenlőtlenségek alakulásában.

Ha az eddig vizsgált háztartási jellemzőkön túl a háztartásfő gazdasági aktivitását és a lakóhely településtípusát is figyelembe vesszük, akkor a jövedelmi egyenlőtlenségek még nagyobb hányadát tudjuk magyarázni. Az aktivitáson belüli csoportjaink: alkalmazásban álló szellemi foglalkozású, alkalmazásban álló fizikai foglalkozású, vállalkozó, szövetkezeti dolgozó, nyugdíjas, gyeden, gyesen levő, munkanélküli, eltartott és egyéb. A háztartásfő iskolai végzettségénél és korcsoportjánál 3-3 kategóriát különítünk el: alap-, közép- és felsőfokú végzettségűeket, illetve a fiatal (30 év alatti), a középkorú (30–59 éves) és idős (60 éves és idősebb) háztartásfőjű háztartásokban élőket. A gyermekszámnál három és több gyermekig, a taglétszámnál négy és több személyig bontottuk a népességet, s e kettő kombinációjával dolgoztunk a számítások során.

Ezen csoportosítások egyedi, valamint együttes hozzájárulását a Theil-mutató értékéhez, a már előzőleg is vizsgált évekre, a 16. táblázat mutatja. (Az egyes tényezők hozzájárulása nem minden vizsgált évre vonatkozóan adott.) Mivel a figyelembe vett változók nem függetlenek egymástól, az együttes magyarázó erő természetesen kisebb, mint az egyes ismérvek hozzájárulásainak összege.

A lakóhely településtípusára vonatkozóan nem készültek a korábbi évekre számítások, de az egyenlőtlenségben játszott szerepének sajátosságairól már a G -mutató és q_{10} értéke kapcsán volt szó.

16. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem szóródását előidéző egyes háztartási jellemzőknek a Theil-mutató felbontásával mért magyarázó ereje, 1982, 1987, 1995, 2004 (százalék)

Változók	1982	1987	1995	2004
1. Háztartásfő gazdasági aktivitása	8,9	9,4	15,6	16,8
2. Háztartásfő iskolai végzettsége			13,7	17,2
3. Háztartásfő korcsoportja	15,9	9,2	2,6	2,1
4. Lakóhely településtípusa	–	–	–	6,5
5. Gyermekszám és háztartásnagyság	–	–	12,4	12,4
1., 2., 3., 4. és 5. ismérv együtt	48,8	–	43,3	41,4

Forrás: KSH Jövedelmi felvételei, 1982–2004.

Figyelemre méltó a háztartásfő gazdasági aktivitásának időben növekvő magyarázó ereje. Ez részben a vállalkozói csoport rendszerváltozás utáni súlyának jelentős növekedésével függ össze, de az is igaz, hogy jelentősen nőttek a jövedelmi különbségek a különböző gazdasági pozíciójú, képzettségű és végzettségű csoportok között.

Az iskolai végzettség magas és időben növekvő magyarázó szerepe nyilvánvaló, bár az összevontabb csoportok miatt némileg kisebb, mint a korábban bemutatott táblázatban. Az itt alkalmazott összevont gyermekszám és taglétszám szerinti csoportosítás magyarázó ereje nem változott az utóbbi két jövedelmi felvételnél. Az ismérvek bővítésével a jövedelmi egyenlőtlenségeket nagyobb arányban sikerült magyaráznunk, 2004-ben 41 százalékát tudtuk magyarázni a Theil-mutatóval jellemzett jövedelmi különbségeknek.

17. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem szóródását előidéző háztartási jellemzőknek a Theil-mutató felbontásával mért magyarázó ereje (kétféle változás hatásaként), 2004 (százalék)

Változók kombinációi	Hozzájárulása <i>T</i> -hez
1. és 2. A háztartásfő aktivitása és iskolai végzettsége	27,5
1. és 3. A háztartásfő aktivitása és korcsoportja	23,1
1. és 4. A háztartásfő aktivitása és lakóhely településtípusa	29,2
1. és 5. A háztartásfő aktivitása, gyermekszám és taglétszám	23,2
2. és 3. A háztartásfő iskolai végzettsége és korcsoportja	21,2
2. és 4. A háztartásfő iskolai végzettsége és a lakóhely településtípusa	29,1
2. és 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, gyermekszám és taglétszám	21,4
3. és 4. A háztartásfő korcsoportja és a lakóhely településtípusa	6,7
3. és 5. A háztartásfő korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	12,7
4. és 5. A lakóhely településtípusa, gyermekszám és taglétszám	14,1

Forrás: KSH Jövedelmi felvétele, 2004.

A kétszeres csoportosítások hatását vizsgálva, figyelemre méltó, hogy az 1. és 4., illetve a 2. és 4. változók, azaz a településtípus és a háztartásfő aktivitása, illetve iskolai végzettsége mutatják a legnagyobb, 29,2, illetve 29,1 százalékos hozzájárulást *T* értékéhez. A 3. és 4. változók, azaz a háztartásfő korcsoportja és a település típusa ugyanakkor csak minimális mértékben, 6,7 százalékkal járul hozzá a jövedelmi egyenlőtlenséghez, és a 3. és 5., illetve 4. és 5. változók, azaz a taglétszám és gyermekszám, illetve a település típusa együttes hozzájárulása is meglehetősen kicsi, 23, illetve 14 százalékos.

18. táblázat

Az egy főre jutó jövedelem szóródását előidéző háztartási jellemzőknek a Theil-mutató felbontásával mért magyarázó ereje (három és több változó együttes hatásai), 2004 (százalék)

Változók kombinációi	Hozzájárulása T-hez
1., 2., 3. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége és korcsoportja	28,9
1., 2., 4. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége és a település típusa	28,8
1., 2., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, gyermekszám és taglétszám	36,1
1., 3., 4. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja és a település típusa	25,0
1., 3., 5. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	30,5
2., 3., 4. A háztartásfő iskolai végzettsége, korcsoportja és a település típusa	22,6
2., 3., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	30,1
2., 4., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	30,8
1., 2., 3., 4. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, korcsoportja, és a település típusa	30,6
1., 2., 3., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	37,5
1., 3., 4., 5. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	33,1
1., 2., 4., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	39,8
2., 3., 4., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, korcsoportja, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	32,0
1., 2., 3., 4., 5. A vizsgált változók együttesen	41,4

Forrás: KSH Jövedelmi felvétele, 2004.

19. táblázat

Egyes változók egyedi és együttes százalékos hozzájárulása az ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségét jelző T-mutató értékéhez, 2004 (százalék)

A változók és kombinációik	Hozzájárulása T-hez
1. A háztartásfő gazdasági aktivitása	21,4
2. A háztartásfő iskolai végzettsége	20,6
3. A háztartásfő kora	1,6
4. A település típusa	4,5
5. Gyermekszám és taglétszám	6,2
1. és 2. A háztartásfő aktivitása és iskolai végzettsége	27,5
1. és 3. A háztartásfő aktivitása és korcsoportja	22,6
1. és 4. A háztartásfő aktivitása és település típusa	22,8
1. és 5. A háztartásfő aktivitása, gyermekszám és taglétszám	25,6

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

A változók és kombinációik	Hozzájárulása <i>T</i> -hez
2. és 3. A háztartásfő iskolai végzettsége és korcsoportja	21,2
2. és 4. A háztartásfő iskolai végzettsége és település típusa	21,6
2. és 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, gyermekszám és taglétszám	25,6
3. és 4. A háztartásfő korcsoportja és település típusa	6,0
3. és 5. A háztartásfő korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	7,9
4. és 5. Település típusa, gyermekszám és taglétszám	9,8
1., 2., 3. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége és korcsoportja	28,7
1., 2., 4. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége és a település típusa	28,8
1., 2., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, gyermekszám és taglétszám	32,9
1., 3., 4. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja és a település típusa	24,4
1., 3., 5. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	26,8
2., 3., 4. A háztartásfő iskolai végzettsége, korcsoportja és a település típusa	22,4
2., 3., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége korcsoportja, gyermek- és taglétszám	26,4
2., 4., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	27,3
1., 2., 3., 4. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, korcsoportja és a település típusa	30,3
1., 2., 3., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, korcsoportja, gyermekszám és taglétszám	34,3
1., 3., 4., 5. A háztartásfő aktivitása, korcsoportja, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	29,5
1., 2., 4., 5. A háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	36,8
2., 3., 4., 5. A háztartásfő iskolai végzettsége, korcsoportja, a település típusa, gyermekszám és taglétszám	28,4
1., 2., 3., 4., 5. A vizsgált változók együttesen	38,6

Forrás: KSH Jövedelmi felvétele, 2004.

A háromszoros csoportosítások közül kiemelkedik az 1., 2. és 5. változók szerinti kombinált csoportosítás, azaz a háztartásfő aktivitása, iskolai végzettsége, a gyermekszám és taglétszám együttes több, mint 36 százalékos hatása az egyenlőtlenségre. Az 1., 3. és 5., a 2., 3. és 5., valamint a 2., 4. és 5. változó kombinációk magyarázó ereje közel azonos 30-31 százalékos. Ami végül a négyszeres kombinációk egyenlőtlenséget magyarázó erejét illeti, az 1., 2., 4. és 5. változók hatása az egyenlőtlenségre közel 40 százalékos, amit az ötödik változó csak minimális mértékben, kevesebb, mint 1,5 százalékkal növel tovább. Az itt tárgyalt második fajta csoportosítás szerint is rendelkezésre áll a vizsgált változók egyszeres és többszörös hozzájárulása az ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségét jelző *T*-mutatóra. Ezeket a 19. táblázat mutatja.

Összevetve az utóbbi három táblázat adatait, néhány meglepő következtetés adódik. Összhangban azzal, amit már az első fajta csoportosítás kapcsán láttunk, itt is megfigyelhető, hogy az egy főre jutó és az ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségére

ható tényezők szerepéről, hogy ti. az egy főre jutó jövedelem egyenlőtlenségét valamivel nagyobb mértékben magyarázzák a figyelembe vett változók, mint az ekvivalens jövedelemét. Az egy főre jutó jövedelem egyenlőtlenségét 41 százalékban, az ekvivalens jövedelemét 39 százalékban magyarázzák a vizsgált változók együttesen. Mindazonáltal van néhány olyan változó, illetve változó kombináció, amelyekre ez nem érvényesül. Míg a háztartásfő gazdasági aktivitása alapján képzett csoportok egy főre jutó jövedelemben fennálló különbségei kevesebb, mint 17 százalékkal járultak hozzá az egyenlőtlenséghez 2004-ben, az ekvivalens jövedelmek egyenlőtlenségéhez a hozzájárulás több mint 21 százalékos volt. A háztartásfő iskolai végzettsége is nagyobb mértékben differenciálta az ekvivalens jövedelmeket, mint az egy főre jutó jövedelmeket. Az előbbi jövedelmi egyenlőtlenséghez 21 százalékos volt a hozzájárulása, míg az utóbbihoz „csak” 17 százalékos. E két változónak eltérő differenciáló hatása a változók kombinációinak némelyikénél is jelentkezik. A legjelentősebb eltérés a háztartásfő iskolai végzettsége, a gyermekszám és taglétszám együttes hatásában mutatkozik. Ezek a kombinációk az egy főre jutó jövedelem egyenlőtlenségéből alig több mint 21 százalékot magyaráznak, az ekvivalens jövedelem egyenlőtlenségéből viszont közel 26 százalékot. Érdekes módon a település típusa kombinálva akár a háztartásfő aktivitásával, akár iskolai végzettségével lényegesen jobban differenciálja az egy főre jutó jövedelmeket, mint az ekvivalens jövedelmeket (29 százalék szemben a 23 százalékkal, illetve 29 százalék szemben a 22 százalékkal). A hármas vagy többszörös változókombinációk között viszont már nincs olyan, ahol az egyenlőtlenséget magyarázó erő az ekvivalens jövedelemnél nagyobb lenne, mint az egy főre jutó jövedelemnél. Néhány esetben azonban ezek között is találunk olyan változókombinációkat, amelyek teljesen vagy közel azonos mértékben differenciálják az egy főre jutó és az ekvivalens jövedelmeket. Újra szükségesnek látszik azonban hangsúlyozni, hogy egyrészt a vizsgált változók nem függetlenek egymástól, másrészt egy-egy változó, illetve változókombináció egyenlőtlenséget magyarázó ereje a csoportba tartozók jövedelmi színvonala és a jövedelmek szóródása mellett erőteljesen függ a csoportok súlyától, illetve az időbeli változást vizsgálva, a csoportok össznépeségen belüli súlyarányának eltolódásától is.

6. Zárógondolatok

Tanulmányunkban kísérletet tettünk arra, hogy a lakosság jövedelmi egyenlőtlenségeit hosszabb időtávban tárjuk az olvasók elé. A jövedelmek szóródását több egyenlőtlenségi mutatóval is vizsgáltuk, rámutatva arra, hogy minden egyes mérőszám a jövedelmi egyenlőtlenségek más és más oldalára érzékeny. Minden egyenlőt-

lenségi mutatónak megvan a maga létjogosultsága, mert eltérő szempontból számszerűsíti a jövedelmek különbségeit.

Nem mindegy az sem, hogy a lakosság egy főre jutó jövedelmeit, vagy az ekvivalens jövedelmeket hasonlítjuk össze, ugyanis ez utóbbi realisabb képet ad az emberek „valós” életszínvonaláról és jövedelmükben meglévő különbségeiről, de adatok hiányában döntően mégis az előbbire támaszkodtunk.

A jövedelmek egyenlősége vagy egyenlőtlensége elválaszthatatlan a jövedelmek színvonalától, ezért, ha csak érintőlegesen is, de a tanulmányban erre is kitértünk.

Magyarországon, különösen a hetvenes években, de még a nyolcvanas évek első felében is, meglehetősen mérsékelt volt a jövedelmek egyenlőtlensége, ám ez a nivellálódási folyamat a hetvenes években a lakossági jövedelmek dinamikus növekedése közepette érvényesült. A lakosság életszínvonala a nyolcvanas években, ha kisebb ütemben is, de tovább emelkedett. A lakossági jövedelmek nagysága reálértéken számolva 1987-ben érte el a csúcspontját, de azt már a jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése kísérte. A rendszerváltozással társuló gazdasági recesszió következtében a kilencvenes évek közepére a lakosság életszínvonala reálértéken számolva még a hetvenes évekre jellemző szintet sem tudta megközelíteni, ugyanakkor az egy főre jutó jövedelmek „mélyrepülése” a korábbi évtizedeket messze meghaladó egyenlőtlenségek közepette valósult meg. A lakosság megélhetési viszonyai a kilencvenes évek második felétől kezdetben alig érzékelhetően, majd dinamikusabban növekedtek, de ez a jövedelemnövekedés nem hozott lényeges változást az egyenlőtlenségekben. A jövedelmi egyenlőtlenségek mértéke 1995 és 2004 között országos szinten alig változott, a társadalmi rétegek közötti belső egyenlőtlenségek viszont módosultak. Ezeket a belső egyenlőtlenségbeli elmozdulásokat segítette értelmezni a *T*-mutató felbontása.

Az országok jólétének vizsgálatakor a jóléti szint mellett egyre nagyobb szerepet kap a jólét egyenlőtlenségének vizsgálata. Az egyetlen tényezővel, a jövedelem nagyságával, vizsgálva ez egyrészt a jólét kritikája, másrészt pedig annak elismerése, hogy noha a jövedelmek nagyfokú szóródása, az aránytalanul nagy jövedelmi különbségek demokratikus alapértékek fontos elemei, ugyanakkor a fenntartható fejlődés komoly akadályai. A „fenntartható gazdasági jóléti index” (Index of Sustainable Economic Welfare – ISEW), vagy a GDP egyre népszerűbb alternatívája a GPI (Genuine Progress Indicator) („valódi fejlődés mutatója”) már módosítja az országok GDP-jét a jövedelemegyenlőtlenség adott országbeli nagyságával. Az EU Laekeni-indikátorai, melyek a szegénység és társadalmi kirekesztődés átfogó bemutatását célozzák, a szegénységi ráta mellett kiemelten kezelik a jövedelmek országon belüli eloszlását, az egyenlőtlenségek mértékét és milyenségét.

Bár a jövedelmi egyenlőtlenségek vizsgálata, az egyenlőtlenségek mértékének és „okainak” számszerűsítése hosszú múlttal rendelkezik, az utóbbi évtizedekben, főként az EU-csatlakozással és a fenntartható fejlődés, valamint a társadalmi kohézió

kiemelt célként való megfogalmazásával, újból fontos elemzési területté vált. Ehhez a megnövekedett érdeklődéshez kívánunk hozzájárulni jelen írásunkkal. Felhasznált adataink a KSH fél évszázadra visszanyúló jövedelmi felvételeiből származnak. Célünk többek között éppen ennek az értékes és kihasználatlan adatforrásnak a rendszerezett bemutatása volt.

Irodalom

- ALKER, H. R. JR. – RUSSETT, B. M. [1964]: On Measuring Inequality. *Behavioral Science*. 9. évf. 2. sz. 207–218. old.
- ANDORKA R. – FERGE ZS. – TÓTH I. GY. [1997]: Valóban Magyarországon a legkisebbek az egyenlőtlenségek? *Közgazdasági Szemle*. XLIV. évf. 2. sz. 89–112. old.
- COBB, C. W. – RIXFORD, C. [1998]: *Lessons Learned from the History of Social Indicators*. Redefining Progress. San Francisco.
- DALY, H. – COB, J. [1989]: *Redirecting the Economy Toward Community, the Environment, and a Sustainable Future*. Beacon Press. Boston.
- ÉLTETŐ Ö. – FRIGYES E. [1968]: Új jövedelemegyenlőtlenségi mutatók, tulajdonságaik és hasznosítási lehetőségeik. *Sigma*. 4. évf. 1. sz. 17–28. old.
- ÉLTETŐ Ö. – HAVASI É. [2002]: Az ekvivalencia-skála hatása a jövedelmi egyenlőtlenségekre és a szegénységre. *Szociológiai Szemle*. 12. évf. 4. sz. 51–57. old.
- ÉLTETŐ Ö. – HORVÁTH Á.-NÉ – SCHNELL L.-NÉ [1985]: *A családi jövedelmek színvonala és szóródása 1982-ben*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- ÉLTETŐ Ö. – VITA L. [1982]: Jövedelem-eloszlások közelítése és prognosztizálása. *Sigma*. 37. évf. 1–2. sz. 15–39. old.
- ÉLTETŐ Ö. [1971]: Lakossági jövedelmek szóródása és ennek forrásai. *Gazdaság- és Jogtudomány*. 10. évf. 1–2. sz. 43–48. old.
- ÉLTETŐ, Ö. – FRIGYES, E. [1968]: New Income Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning. *Econometrica*. 36. évf. 2. sz. 383–396. old.
- ÉLTETŐ, Ö. [1995]: Disparities in the Economic Well-being of the Hungarian Society in the Late 1970s and in the 1980s. In: *The distribution of economic well-being in the 1980s*. Cambridge University Press.
- HAJDU O. [1997]: *A szegénység mérőszámai*. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Budapest.
- HAVASI É. – HORVÁTH Á.-NÉ – SCHNELL L.-NÉ [1999]: *A szegények jellemzői a mai Magyarországon*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KESZTHELYINÉ RÉDEI M. – SZABÓ ZS. [2006]: A jövedelmek színvonalának és eloszlásának alakulása Magyarországon az elmúlt másfél évtizedben. In: *Jövedelmi helyzet, jövedelem-eloszlás, 2004 (Válogatott tanulmányok, I)*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KSH [1961]: *A munkás és alkalmazotti háztartások jövedelem szerinti rétegződése (18 000 háztartásra vonatkozó képviselői adatgyűjtés előzetes eredményei)*. Budapest.
- KSH [1962]: *A munkás és alkalmazotti háztartások jövedelmi helyzete, 1959 (18 000 háztartásra vonatkozó képviselői adatgyűjtés eredményei)*. Budapest.

- KSH [1964]: *A népesség jövedelmi helyzete, 1962*. Budapest.
- KSH [1969]: *Jövedelmi színvonal – Jövedelmi különbségek (1968 márciusi felmérés előzetes adatai)*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KSH [1975]: *A családi jövedelmek színvonala és szóródása 1972-ben*. Budapest.
- KSH [1979]: *A lakosság jövedelmi rétegződése 1977-ben (Az 1987. évi jövedelmi felmérés főbb adatai)*. Budapest.
- KSH [1980]: *A családi jövedelmek színvonala és szóródása 1977-ben*. Budapest.
- KSH [1984]: *A lakosság jövedelmi rétegződése 1982-ben*. Budapest.
- KSH [1985]: *A családi jövedelmek színvonala és szóródása 1982-ben*. Budapest.
- KSH [1988]: *A lakosság jövedelmi rétegződése 1987-ben*. Budapest.
- KSH [1990]: *Jövedelemeloszlás Magyarországon. Az 1988. évi jövedelmi felmérés adatai*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KSH [1998]: *Jövedelemeloszlás Magyarországon 1995*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KSH [2005]: *A 2005. évi lakossági jövedelem-felvétel összefoglaló adatai*. Budapest.
- THEIL, H. [1967]: *Economics and Information Theory*. North-Holland Publishing Company. Amsterdam.
- TÓTH I. GY. [2005]: *Jövedelem-eloszlás, a gazdasági rendszerváltástól az uniós csatlakozásig*. Századvég Kiadó. Budapest.
- DR. ZAFÍR M. (szerk.) [1981]: *Életszínvonal 1960–1980*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- ZENGA, M. [2007]: Inequality Curve and Inequality Index Based on the Ratios Between Lower and Upper Arithmetic Means. *Statistica & Applicazioni*. V. évf. 1. sz. 3–27. old.

Summary

The paper provides an overview on income surveys carried out by the HCSO in the past half-century, on the development of average incomes of the population as well as on various aspects of income inequality in this period. The income inequality is characterised by a number of inequality measures. Through decomposing additively the Theil inequality measure, special attention is paid on the important factors bringing about income inequality and on the changes in the importance of these factors, especially in the last two decades.

Felzárkózás és konvergencia az Európai Unióban

Dr. Halmai Péter

egyetemi tanár,
Jean Monnet professzor,
a Szent István Egyetem
intézeti igazgatója

E-mail: halmai.peter@gtk.szie.hu

A tanulmány egyrészt a korábban, illetve a legutóbbi időszakban csatlakozott EU-tagországok felzárkózási folyamatait elemzi. Aláhúzza, hogy kiemelkedő felzárkózási teljesítmény a munka- és a tőkeinput növelésén túl a teljes tényezőtermelékenység egyidejű növekedése esetén lehetséges. A felzárkózási ráta alapulvételével jellemzi az új tagországok – jellemzően növekvő – teljesítményét. Magyarország esetében – döntően az ország makrogazdasági egyensúlyi problémáival összefüggésben – az egy főre jutó GDP szintjét tekintve az EU-csatlakozás óta lényegében nem változott meg felzárkózás. A tanulmány a termelési függvény megközelítésén alapuló szimulációk eredményeinek felhasználásával bizonyítja a potenciális növekedés folyamatos csökkenését, s különösen a teljes tényezőtermelékenység kedvezőtlen alakulását az Európai Unióban. E lassulás hosszabb, mintegy két évtizedes távon az új tagországok konvergenciafolyamatainak lelassulásához, majd megakadásához vezethet. Kedvezőbb növekedési pálya átfogó, mélyreható, integrált strukturális reformok révén érhető el.

TÁRGYSZÓ:
Európai Unió.
Gazdasági növekedés.
Konvergenciaelmélet.

Az egyes országok gazdasági fejlettsége közötti konvergencia, a kevésbé fejlett országok felzárkózási folyamatai az európai integráció meghatározó jelentőségű mozzanatai. E kérdések egyúttal a növekedési elmélet szempontjából is alapvetők. (A konvergencia növekedésméleti irodalmát korábbi – e munka előzményét is képező – tanulmányom tekintette át (Halmai [2007]).

A következőkben a korábban csatlakozott kohéziós országok (Görögország, Írország, Spanyolország és Portugália), illetve a 2004-ben csatlakozott új EU-tagországok (EU 10) felzárkózási folyamatának fő irányvonalait kívánom feltárni és rendszerezni. A termelési függvényen alapuló, kínálati oldali megközelítés alkalmazásával a növekedés és a felzárkózás várható tendenciáit körvonalazom.

1. Felzárkózás és konvergencia

A konvergencia és a felzárkózás nem az EU-csatlakozás automatikus eredménye. Az egyes tagországok felzárkózási folyamatainak elemzéséhez módszertani kereteket kínál a növekedési számvitel, a termelési függvény megközelítés alkalmazása, illetve a felzárkózási ráta kiszámítása és elemzése. A vizsgálódás során külön is áttekintést igényelnek a „rég” illetve az „új” (azaz az elmúlt években csatlakozott) tagországok felzárkózási folyamatai.

1.1. A korábban csatlakozott tagországok felzárkózása

Írország esetében az egy főre jutó GDP szintje az 1973. évi csatlakozást követően több mint egy évtizeden át nem került közelebb az EU 15 országainak átlagához. Az 1980-as évek közepétől megindult ír felzárkózás azonban mindmáig a legsikeresebb példaként említhető az EU-ban: Írország a 2000-es évek elejétől már az EU egyik leggazdagabb országa, ahol az egy főre jutó GDP csaknem kétszer akkora, mint Portugáliában.

A sikeres ír felzárkózás fontos tényezői:

- a felzárkózás az 1980-as évek közepétől a stabilitásorientált makrogazdasági politikával és az ipari kapcsolatok új megközelítésével (a fő gazdasági szereplők közötti egyeztetés), valamint a munkavállalók bérköveteléseinek önkorlátozásával párhuzamosan haladt;

- egymást erősítő szakpolitikák, amelyeknek egy részét az 1960-as évektől proaktív stratégiaként alkalmazták a gazdasági fejlődés előmozdítása érdekében;
- folyamatos törekvés a külföldi működőtőke-befektetések és az exportvezérelt ipari és szolgáltató tevékenység versenyképes partnerkapcsolatainak (klasztereinek) vonzására;
- az 1960-as évektől kezdődően jelentős beruházások a humán tőke (mindenekelőtt az oktatás) fejlesztésére, amelyek az 1980-as évek végétől lehetővé tették a munkatermelékenység erőteljes növekedését.

Írország fejlődése jól mutatja, hogy a konvergencia folyamatának a szakpolitikák különböző területein mély gyökere van, s a kibontakozása időt vesz igénybe. A felzárkózás előfeltétele az EU-csatlakozást követően is mindenekelőtt a gazdasági egyensúlyt és a növekedést egyaránt szolgáló, célratoró nemzeti gazdaságpolitika megvalósítása.

Az EU kohéziós tagországai felzárkózásának folyamata meggyőzően bizonyítja, hogy *a felzárkózás nem állandó ütemben megy végbe.*

A kibontakozó irányzatok elemzése előtt hangsúlyoznom kell: a felzárkózás, illetve a konvergencia nem azonos fogalmak. Bár mindkét fogalom negatív előjellel értelmezhető, dinamikájuk nem azonos: a felzárkózás az a távolság, amelyet meg kell tenni, a konvergencia pedig a haladás mértékét fejezi ki.¹ Következésképpen a lemaradást csökkentő bármilyen mértékű növekedés esetén elmondható: amennyiben a lemaradás (az egy főre jutó GDP szintjének eltérése) kicsi, a felzárkózási ráta magasabb (a felzárkózás gyorsabb), ugyanakkor a konvergencia üteme alacsonyabb lesz.

Az EU-hoz korábban csatlakozott tagországok konvergenciájának tapasztalatai a következőkben összegezhetők:

A konvergencia viszonylag állandósult ütemet mutat. A β -konvergencia – azaz a gazdaságpolitikától és országspecifikus tényezőktől függő felzárkózás – azt jelzi, mennyi ideig tarthat átlagosan a konvergencia (*Barro–Sala-i-Martin* [1992]). Az 1960–2003. évi időszakban az országok β -konvergenciájának üteme 2,1–2,3 százalékos között alakult. (Utóbbi arányt egyrészt a vizsgált időszakok közötti eltérések, másrészt az a tény magyarázhatják, hogy a jövedelemkülönbségek regionális szinten nagyobbak, mint az egyes tagországok között (*European Commission* [2004b])). Az egy főre jutó GDP eltérése az EU átlagához képest az országok szintjén 30–33 év, regionális szinten pedig 16–17 év alatt csökkent a felére.

A régiók közötti konvergencia gyorsabbnak tűnik. Ám nem indokolatlan az óvatosság: egyrészt a konvergencia üteme erősen változhat az egyes országokban, illetve

¹ Úgy kell tekintenünk az egészre, mint egy számegetesre. Az elérendő célt tekintjük nullának, így minden, ami előtte van (hiszen lemaradásról van szó), negatív előjelű.

időszakokban, másrészt az előbb említett mutatók kiszámításánál alkalmazott módszer is torzítást okozhat.²

Az egy főre jutó GDP-diszparitás alakulása a σ -konvergenciával, azaz az egy főre jutó GDP átlagértéke körüli ingadozás változásával mérhető.³ Az Európai Bizottság megbízásából folytatott kutatások eredményei szerint az egyenlőtlenségek az EU-régiók között nagyobbak, mint az országok között. Az egyenlőtlenségek a vizsgált 1982–1996 közötti időszakban – különösen 1988-tól kezdve – csökkentek. Évi átlagos csökkenésük üteme a tanulmányozott országok esetében magasabb a régiókhoz képest (*European Commission* [2004b]).

Az előző elemzés szerint a konvergencia kifejezettebb volt az országok, mint a régiók szintjén, mely némileg eltér a β -konvergencia előbb említett eredményeitől. Az ellentmondás azonban nem feloldhatatlan: a β -konvergencia idézett eredményei szerint a konvergencia átlagos üteme regionális szinten jóval 2 százalék felett van, ám az egyes régiók eredményei igen eltérőek, amely viszont magyarázatul szolgálhat a σ -konvergencia eredményeire (*Chatterji* [1992]). A régió- és az országos szintű konvergencia az elmúlt időszakban nem ugyanazt az ütemet mutatta. Míg az egy főre jutó GDP szóródása az EU-országok között az 1980-as és az 1990-es években csökkent, ugyanezen országokban a régiók közötti egyenlőtlenségek növekedtek (*Esteban* [1999], *Puga* [2002], *Duro* [2004]). Az EU-régiók Theil-indexe és variációs koefficiense felbontható országokon belüli és országok közötti eltérésekre. E felbontás (*European Commission* [2004b] 98–99. old.) eredményei szerint az EU-n belüli regionális egyenlőtlenségek 1982 és 1996 között megfigyelt enyhe csökkenése elfedi az országok közötti egyenlőtlenségek csökkenésének és az országokon belüli egyenlőtlenségek növekedésének ellentétes elmozdulását.

Mindezek szerint a gazdasági integráció, amely a tárgyalt időszakban már erőteljesen előrehaladt az EU-országokban, főleg kezdetben csak korlátozott számú régióknak kedvezett. Az egyes országok legdinamikusabb és leginnovatívabb régiói tartoz-

² A szakirodalom a β -konvergencia kapcsán mutat rá, hogy a legkisebb négyzetek becslése burkolt módon azt feltételezi, hogy mindegyik ország ugyanahhoz az állandósult állapothoz közeledik. E hipotézis „kikapcsolása” érdekében az EU tagországok és régiók tekintetében rögzített hatású panelbecslésekre (*Islam* [1995]) kerül sor. A rögzített hatást mérő becslések az országok szintjén csak kissé haladják meg a legkisebb négyzetek becslésének eredményeit. Regionális adatok esetén a különbség jelentősebb. E jelzett számítások szerint a konvergencia üteme az országok szintjén 2,4–2,7 százalék, míg regionális szinten 4,6–6,2 százalék között ingadozik. Megjegyzendő azonban, hogy egyes szerzők bírálják a regressziós módszer alkalmazását a konvergencia ütemének feltárásában. Szerintük ugyanis e módszer nem nyújt információt a regionális jövedelem teljes keresztmetszeti elosztásának dinamikájáról, ezért – tekintettel a „konvergenciaklubok” fennállására – más, nem parametrikus statisztikai technikákon alapuló módszereket ajánlottak. A „konvergenciaklubok” hipotézise szerint az egyes országok és régiók eltérő állandósult állapothoz konvergálnak (*Quah* [1996], [1993]; *Durlauf–Quah* [1998]). Ugyanakkor a bemutatott becslések némileg alacsonyabbak a konvergenciáról szóló tanulmányokban szereplő értékeknél (*Islam* [1995], *Canova–Marcat* [1995], *Tondl* [1997]).

³ A konvergenciáról szóló irodalomban általánosan használt indikátorok: a Gini-index, a Theil-index és a variációs koefficiens négyzete.

tak ezek közé, amelyek az EU-gazdaság egészében megjelenő potenciális externalitásokból leginkább előnyhöz juthattak (*Gianetti* [2002]). Ennek eredményeként a konvergencia, amelyet valójában csak néhány régió hajt előre, az országok szintjén nő. Ugyanakkor az egy főre jutó GDP országokon belüli szintje távolodhat. E következtetés különösen fontos az új tagországok számára, ahol az egy főre jutó GDP-eltérések az országokon belül jelenleg jellemzően nagyobb mértékűek, mint amilyenek az EU 15 fejlődésének korábbi időszakában voltak. Lehetséges, hogy az országok szintű konvergencia előrehaladásával a belső eltérések – legalább ideiglenesen – akár bővíthetnek is.

1.2. Az új EU-tagországok felzárkózásának fő irányzatai

A 2004-ben csatlakozott új tagországok konvergenciafolyamatainak elemzését főleg a hosszabb idősorok hiányzó adatai nehezítik. Ezek hiányában ugyanis bizonyos ökonometriai elemzések (például a β -konvergencia kiszámítása) nem lehetségesek.

A felzárkózás ütemét a felzárkózási ráta fejezi ki, a következők szerint:

$$\text{Felzárkózási ráta} = 100 \frac{\Delta(y_{it} - y_t^*)}{(y_{it-1} - y_{t-1}^*)}, \quad /1/$$

ahol y_{it} az egy főre jutó GDP szintje vásárlóerő standardban i ország esetében, t időben; y_t^* az y_t átlagértéke az EU 25 esetében; Δ jelöli a t és a $t-1$ közötti abszolút eltérést, ahol y_t^* az EU 25 súlyozott átlaga.

A negatív előjelű felzárkózási ráta egy adott ország egy főre jutó GDP-je és az EU 25 egy főre jutó GDP-átlaga közötti rés csökkenését, míg a pozitív előjelű ráta a különbség bővülését mutatja.

Az 1. táblázat az új tagországok, továbbá Görögország, Portugália és Spanyolország átlagos éves felzárkózási ütemét mutatja be az EU 25 átlagához, mint összehasonlítási alaphoz képest.

A táblázat adatai szerint a vizsgált időszakban Spanyolország felzárkózása volt a leggyorsabb: 1991 és 2003 között évi átlagban 7,63 százalék. Spanyolország 2006-ra érte el az EU 25 egy főre jutó GDP-jének átlagát. (Ezért ettől az évtől kezdve esetében már nem számítható EU 25-höz viszonyított felzárkózási ráta.) Az 1991 és 2008 közötti időszak átlagában Spanyolország mögött Görögország és Szlovénia felzárkózása következik (évi átlagban 5, illetve 4 százalékot meghaladó ütemmel). Nem sokkal marad el ettől Észtország évi -4 százalékot megközelítő és Szlovákia évi $-3,43$ százalék értékű rátával.

1. táblázat

A kohéziós országok átlagos felzárkózási rátája
(százalék)*

Országok	1991–1994	1995–1998	1999–2003	2004–2008	1991–2008
EU 10 átlag**	0,43	-1,81	-1,69	-3,68	-1,69
Cseh Köztársaság	1,04	0,71	-1,97	-6,51	-1,97
Észtország	0,62	-2,44	-4,28	-7,82	-3,76
<i>Magyarország</i>	<i>0,88</i>	<i>-0,86</i>	<i>-4,59</i>	<i>-0,24</i>	<i>-1,34</i>
Litvánia	16,00	-2,56	-2,40	-5,65	0,75
Lettország	14,84	-1,21	-2,95	-5,21	0,76
Lengyelország	-1,53	-2,55	-0,48	-2,57	-1,75
Szlovákia	-2,33	-2,08	-1,45	-7,35	-3,43
Szlovénia	0,36	-3,64	-3,90	-9,54	-4,46
Málta	-6,34	0,57	2,08	1,25	-0,36
Ciprus	-5,18	-3,36	-3,01	-1,52	-3,15
Spanyolország, Görögország és Portugália átlaga**	2,41	-4,41	-13,29	.	-3,24***
Spanyolország	3,33	-6,12	-17,61	.	-7,63***
Görögország	3,74	1,38	-9,95	-13,27	-5,31
Portugália	3,04	-3,73	-0,34	2,95	0,57
Görögország és Portugália átlaga**	3,39	-1,18	-5,15	-5,16	-2,37

* A mediterrán országok (Spanyolország, Görögország, Portugália) és a 2004-ben csatlakozott országok (EU 10).

** Az érintett országok lakosságával súlyozva.

*** Az 1991–2003. évi időszak átlaga.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján.

Az EU 10 országaiban a felzárkózási ráta az 1991–2008 közötti időszakban átlagosan $-1,69$ százalék volt. A teljes időszakot tekintve a felzárkózás Szlovéniában, Észtországban, Szlovákiában, Cipruson és Csehországban meghaladta az átlagot, Lengyelországban átlag körüli volt, míg Litvániában, Lettországon, Máltán és Magyarországon nem érte el az átlagos szintet.

A transzformációs recesszió hatása főleg az 1991–1994. évi időszakban, s különösen Lettország és Litvánia esetében szembevető. *1994 után* azonban már a felzárkózás jellemző (azaz a felzárkózási ráta negatív előjelű) a 2004-ben csatlakozott közép- és kelet-európai országokban (EU 8). (Egyedüli kivétel Csehország volt 1995–1998 között.) A felzárkózás évi üteme az 1999–2003. évi időszakban mintegy $1,7$ százalék volt az EU 10 országaiban. A legkedvezőbb mutatóval ($-4,6\%$) Magyarország rendelkezett ebben az időszakban. Ugyancsak -4 százalék alatti rátát ért el Észtország, illetve ezt megközelítő ütemet Szlovénia.

A felzárkózás üteme az EU 10 átlagában, illetve Máltát, Magyarországot és Ciprust kivéve valamennyi ország esetében a csatlakozás évétől jelentős mértékben tovább emelkedett: átlaga az előző öt évhez képest több mint kétszeresére nőtt. Kiemelkedő volt Szlovénia, a balti országok, Csehország és Szlovákia felzárkózási üteme. (Lettországban és Litvániában a kezdeti – 1991–1994 közötti – súlyos transzformációs visszaesés alapvető hatást gyakorolt a teljes időszak átlagának alakulására. E két ország felzárkózása azonban 1995-től töretlenül emelkedő ütemű.)

A korábbi évek tendenciájához képest *2004-től a magyar felzárkózás megtorpanása jelentett alapvető változást.* Makrogazdasági (mindenekelőtt egyensúlyi) problémák, illetve a 2006. ősztől megkezdett kényszerű stabilizációs program következtében *Magyarországon az egy főre jutó GDP szintjét tekintve a csatlakozás óta lényegében nem valósult meg felzárkózás.* A legutóbbi évek irányzatai jelentősen mérsékeltek a teljes vizsgált időszakra számított felzárkózási rátát is: nagysága az 1991 és 2008 közötti időszakban átlagosan évi $-1,34$ százalék, míg azon belül, az 1995–2003. évi időszakban évi -3 százalék körüli volt.

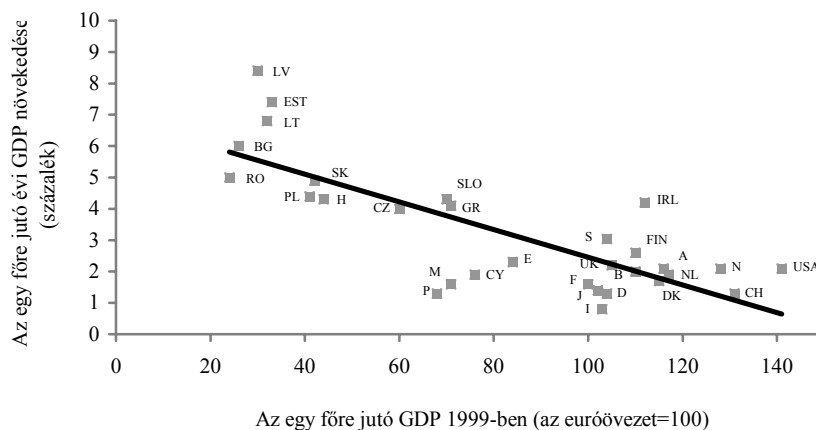
A módszertani problémák ellenére a σ -konvergencia – csak az eredmények óvatos kezelése mellett – vizsgálható. Az Európai Bizottság vizsgálatai szerint az egyenlőtlenségek jóval nagyobbak, ha az új tagországokat is figyelembe vesszük. (*European Commission* [2004b] 180–109. old.) A konvergencia három mérőszámának (lásd a 3. lábjegyzetet) átlagos éves ingadozása azt mutatja, hogy az egy főre jutó GDP-eltérések az EU-ban szűkülnek. *A felzárkózás üteme a korábbi időszakhoz képest különösen regionális szinten növekedik,* ám a regionális egyenlőtlenségek kezdeti szintje jóval magasabb.

A regionális egyenlőtlenségek lényegében az országok közötti egyenlőtlenségek csökkenése következtében mérséklődtek. Ám az országon belüli egyenlőtlenségek – az alkalmazott indikátoroktól függően – $2,4$ – $2,6$ százalékkal nőttek. Ez megerősíti az EU 15 esetében feltárt eredményeket is: az EU 25 egészét tekintve bizonyos mértékű *konvergencia ország- és régiószinten is megfigyelhető,* ám *az országokon belül nőnek (nöhetnek) az eltérések.*

A legutóbbi tíz évben megvalósuló konvergenciafolyamatokat – egyszerű regresszió formájában – az 1. ábra foglalja össze. (Az ábrában az EU-tagországokon kívül az Egyesült Államok, Japán, Norvégia és Svájc megfelelő adatai is szerepelnek.)

Az 1. ábra a feltételes konvergencia hipotézisét (amelynek lényegéről lásd *Mankiw–Romer–Weil* [1992]) támaszthatja alá. Az alacsonyabb „induló GDP” ezért általában magasabb növekedési ütemmel jár együtt. Ugyanakkor az ábrából egyértelműen kitűnnek a felzárkózási teljesítmények különbségei. Kiemelkedő volt a balti országok, Írország, továbbá egyes, erőteljes strukturális reformokat megvalósító északi tagországok (Svédország, Finnország) fejlődése, míg kedvezőtlen dinamika mutatkozott Portugália, Málta és Ciprus, illetőleg a nagyobb kontinentális tagországok esetében.

1. ábra. A konvergencia dinamikája, 1999–2008



Megjegyzés. Az 1. és a 3. ábrában szereplő országokat a nemzetközi autójelzésekkel jelöltük.
Forrás: Eurostat adatbázis.

2. Felzárkózás és növekedés a „régí” konvergenciaországokban

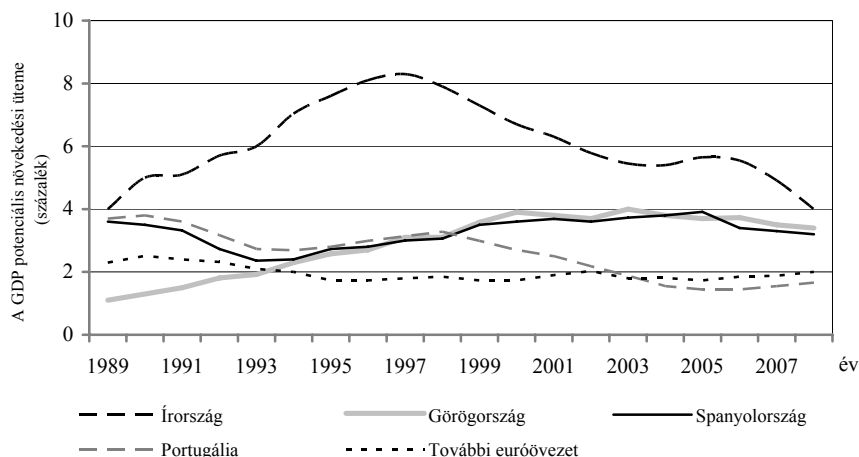
A *potenciális növekedés* Írországban az 1980-as évek végétől az 1990-es évek végéig erőteljesen (évi 4-ről 9 százalékra) emelkedett, majd a legutóbbi években ismét mintegy 4 százalék körüli értékre mérséklődött. E növekedési ütem azonban a tárgyalt időszakban mindvégig meghaladta a többi „régí” konvergenciaország, illetve az euróövezet más országainak teljesítményét. Írország példája jól mutatja a *gyors felzárkózás* – meghatározott feltételek melletti – reális lehetőségét. Spanyolország és Görögország is figyelemre méltó növekedést ért el az elmúlt két évtizedben. (Görögország potenciális növekedési üteme például az 1989–1998 közötti 2 százalékról 1999–2008 között közel 4 százalékra emelkedett.) Kiábrándító volt viszont Portugália teljesítménye: az 1990-es évek elejének 3,5 százalék körüli potenciális növekedési üteme a legutóbbi években mintegy 1,5 százalékra csökkent. (Lásd a 2. ábrát.)

A „régí” konvergenciaországok fő növekedési jellemzői a legutóbbi két évtizedben a következők voltak.

A *növekedés forrásai* között mind a négy ország esetében magasabb volt a *munka- és a tőkeinput* növekedésének hatása, mint az euróövezet többi országában, azaz a viszonylag magas gazdasági növekedés a vizsgált országok többségében alapvetően extenzív jellegű volt. (Lásd a 2. táblázatot.) Spanyolország esetében például a munkatényező magas hozzájárulása a strukturális munkanélküliség csökkenését tükrözi a munkaerő-piaci reformok (visszafogott reálbérek, növekvő foglalkoztatás) ha-

tására. Görögország esetében pedig az első időszakban alacsony tőkefelhalmozás a gazdaság utóbb leküzdött súlyos egyensúlyi zavarait jelzi.

2. ábra. A potenciális növekedési ütem a „rég” konvergenciaországokban



Forrás: Eurostat adatbázis.

2. táblázat

A potenciális növekedés és annak összetevői (százalék)

Országok	Potenciális növekedés							
	összesen		összetevői:					
			munka		tőke		teljes tényezőtermelékenység	
	1989–1998	1999–2008	1989–1998	1999–2008	1989–1998	1999–2008	1989–1998	1999–2008
Euróövezet	2,3	2,2	0,2	0,5	0,8	0,8	1,3	0,8
EA 4*	3,0	3,8	0,8	1,6	1,2	1,5	1,1	0,7
EA 8**	2,2	1,8	0,1	0,3	0,8	0,6	1,3	0,9
Írország	6,2	6,3	1,3	1,9	1,1	1,8	3,8	2,6
Görögország	2,1	3,9	0,4	0,6	0,8	1,3	0,8	1,9
Spanyolország	2,9	3,7	1,0	2,0	1,3	1,6	0,6	0,1
Portugália	3,1	1,9	0,3	0,7	1,3	1,0	1,4	0,2

* Az euróövezet „rég” konvergenciaországainak (Írország, Görögország, Spanyolország, Portugália) átlaga.

** Az euróövezetbe tartozó fejlettebb tagországok átlaga.

Forrás: European Commission [2008] 108. old.

A teljes tényezőtermelékenység (TFP) tekintetében csak Írország múlta felül mindkét időszakban az euróövezet többi részét, Spanyolország és Portugália esetében pedig csak jelentéktelen mértékű TFP-növekedés mutatkozott 1999 és 2008 között (lásd a 2. táblázatot). Következésképpen Írország magas potenciális növekedési üteme a munka- és a tőketényező magas hozzájárulása mellett döntő részben az EU-ban legmagasabb teljes tényezőtermelékenység növekedésén alapult.

A pénzügyi integráció, illetve az eurózónához való csatlakozás hatására csökken a kockázati prémium, mérséklődik az infláció, csökkennek a reálkamatok. A vizsgált konvergenciaországokban ez utóbbival párhuzamosan a tőke reálköltsége lényegesen csökkent, a tőke termelékenysége és költsége közötti rés pedig növekedett. Mindezek nyomán – nem meglepő módon – jellemzővé váltak a növekvő beruházások és a tőketényező egyre nagyobb hozzájárulása a gazdasági növekedéshez.

Lényeges, hogy az eurózónához történő csatlakozást megelőző, illetve követő időszakban megvalósuló fiskális konszolidáció hatására az államháztartás folyó hiánya a vizsgált országok és évek többségében csökkent, sőt Írországban, valamint a legutóbbi években Spanyolországban államháztartási többlet is kialakult. Ezzel egyidejűleg az államadósság (a legutóbbi években Portugáliát leszámítva), illetve a kamatfizetés GDP-hez viszonyított aránya jelentős mértékben visszaesett.

Az EU-transzferek számottevő hozzájárulást nyújtanak a strukturális beilleszkedés előmozdításához: a strukturális alapokból származó transzferek az 1990-es évek eleje óta az állami beruházások 25–50 százalékát tették ki a „régii” felzárkózó országokban.

3. Növekedési és konvergenciairányzatok az Európai Unióban

Az új tagországok eltérő sajátosságai miatt nem adható állandó recept a felzárkózásra. Jelentősen eltér például az egyes gazdaságok ágazati szerkezete. A 2004-ben csatlakozott tíz országból ötnek kicsi a gazdasága. Ezek hatékony növekedési stratégiái, nyitottságuknak köszönhetően, sokkal inkább támaszkodnak a külső versenyképességre, mint a nagy tagországokéi. Ez jelentős következményekkel jár az árfolyammozgások szerepére, illetve a hazai tőkeköltségekre. Más országok (például Írország) sikeres politikáinak utánzását célzó egyetlen kísérlet sem lehet azonban eredményes, ha az adott országra jellemző feltételeket nem veszik figyelembe.

A gazdasági növekedés, s egyben a felzárkózás lehetőségeinek feltárására lehetőséget nyújt a termelésifüggvény-alapú megközelítés alkalmazása. Az elsősorban a gazdaság kínálati oldalára (a munka és a tőke akkumulációjára, továbbá az úgynevezett teljes tényezőtermelékenység alakulására, mint a kibocsátás növelésének fő haj-

tóerőire) összpontosít.⁴ E megközelítés – szerkezetéből következően – a növekedés tekintetében kisebb fontosságot tulajdonít a keresletnek.

A következőkben röviden összefoglalom a termelési függvényen alapuló megközelítés módszertani vázát, illetve a közép- és hosszabb távú irányzatokat, majd tanulmányomat néhány következtetéssel zárom.

3.1. A termelési függvényen alapuló megközelítés alapelemei

E megközelítésre jó példaként szolgálnak az Európai Bizottságnál, illetve annak megbízásából folyó modellezési munkák. Ezek analitikai alapját a statisztikai termelésifüggvény-alapú megközelítés képezi (*Denis–Mc Morrow–Röger* [2006]; *Carone et al.* [2006]). A Cobb–Douglas termelési függvény elemzési rendszerében a potenciális GDP a termelési tényezők kombinációja és a teljes tényezőtermelékenység szorzata.

A teljes kibocsátás – állandó skálahozadékot feltételezve – a *Cobb–Douglas termelési függvény* alkalmazásával a következők szerint fejezhető ki:

$$Y = TFP \cdot L^\beta \cdot K^{1-\beta} = \left(TFP^{\frac{1}{\beta}} \cdot L \right)^\beta \cdot K^{1-\beta} = (E \cdot L)^\beta \cdot K^{1-\beta}, \quad /2/$$

ahol

L – a munkaerő-kínálat, azaz az összes foglalkoztatott száma (ha nincs eltérés az egyes személyek által ledolgozott munkaórák számában);

K – a tőkeállomány;

TFP – a teljes tényezőtermelékenység;

E – a munkakiterjesztő technikai haladás (azaz Harrod-semleges technikai haladás)⁵;

$E \cdot L$ – a hatékonysági egységben kifejezett teljes foglalkoztatás. A TFP és a munkanövelő technikai haladás a következőképpen kapcsolódik össze: $TFP = (E)^\beta$;

β – a munka részesedése, azaz a munkaköltség aránya a teljes hozzáadott értékben.

⁴ A termelési tényezők felhalmozását meghatározó tényezőket és az innováció mélyebb forrásait a legújabb növekedési elméletek szerint elsősorban a kereskedelem, a földrajzi helyzet és az intézmények képezik. E tényezők, továbbá a makrogazdasági politikák vizsgált témakörre gyakorolt hatásait más írásaiban tekintetem át (például *Halmai* [2008]).

⁵ A neoklasszikus növekedési elméletben leírt egyensúlyi növekedési helyzet, amikor a munkatermelékenység, a reálbérek és a termelés tőkeintenzitása azonos arányban növekednek (*Halmai* [2007] 77. old.).

Az elemzéshez a ciklikus tényezőket a *TFP*-ből és a munkainputból is el kellett távolítani. A *trend TFP* Hodrich–Prescott (HP) szűrt Solow-maradékként modellezhető. A potenciális foglalkoztatás esetében a munkanélküliségi ráta megfelel a strukturális munkanélküliségi rátának (NAIRU). Ez azonos $LF \cdot (1 - \text{NAIRU})$ -val, ahol LF jelenti az összes munkaerőt. Ha stabil NAIRU-t tételezünk fel közép-, illetve hosszú távon, a potenciális foglalkoztatásnövekedés egybeesik a munkaerő növekedésével. A potenciális kibocsátás (Y_p) kifejezhető a *trend TFP*, a β -val súlyozott potenciális foglalkoztatás, valamint a teljes tőkeállomány $(1 - \beta)$ együtthatóval képzett szorzatának logaritmikus összegével.

$$\log(Y_p) = \log(\text{trendTFP}) + \beta \log(LF \cdot (1 - \text{NAIRU})) + (1 - \beta) \log K . \quad /3/$$

Az előzők szerint a potenciális munkatermelékenység-növekedés a következő egyenlet szerint alakul (ahol Y , L , E és *TFP* a potenciális kibocsátást, a potenciális foglalkoztatást, a munkakiterjesztő technikai haladás trendértékét és a *trend TFP*-t jelölik):

$$\left(\frac{\dot{Y}}{L} \right) = \text{TFP} + (1 - \beta) \left(\frac{\dot{K}}{L} \right) = \beta \dot{E} + (1 - \beta) \left(\frac{\dot{K}}{L} \right) . \quad /4/$$

Következésképpen a *TFP*-növekedés és az egy főre jutó tőkenövekedés (a tőkeintenzitás növekedése – capital deepening) tekinthető a középtávon előre jelzett munkatermelékenység kulcsfontosságú hajtóerőinek.

Hosszú távon – a neoklasszikus növekedési modellnek megfelelően – a gazdaság ott éri el egyensúlyát (amelyet „állandósult állapotú” – steady state – vagy egyensúlyi növekedési pályának is neveznek), ahol a tőkeállomány aránya a hatékonysági egységekben kifejezett munkához ($K/(L \cdot E)$), illetve a kibocsátás aránya a hatékonysági egységben kifejezett munkához viszonyítva állandó. Következésképpen mind az egy dolgozóra jutó tőkeállomány, mind az egy dolgozóra jutó termelékenység olyan mértékben nő, mint a munkakiterjesztő technikai haladás (E). Ezért mindkettő növekedési rátája kifejezhető a *TFP* növekedés és a munkaarány (β) hányadosával:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{L} \right) = \left(\frac{\dot{K}}{L} \right) = \dot{E} = \frac{\text{TFP}}{\beta} . \quad /5/$$

Megjegyzést igényel, hogy állandósult állapotú pályán a tőkeintenzitás hozzájárulása a kibocsátás növekedéséhez a *TFP* egyszerű függvénye, amely így a munkatermelékenység egyetlen meghatározó tényezője lesz.

$$\text{hozzájárulás} \left(\frac{\dot{K}}{L} \right) = (1 - \beta) \cdot \left(\frac{\dot{K}}{L} \right) = \frac{(1 - \beta)}{\beta} \cdot TFP . \quad /6/$$

Hosszú távon e feltételek között a tőkeállomány növekedési üteme egyenlő a foglalkoztatás növekedési üteme és a munkanövelő technikai haladás összegével. (Ez az úgynevezett „tőkeszabály”, capital rule.)

Az idézett elemzésekben az alapszcenário az előzők szerint alakul. Az érzékenységi elemzések során további, az alapesetben nem modellezett tényezők hatásai is vizsgálhatók.

A kulcsfontosságú /4/ képlet kiterjeszhető úgy, hogy elkülönítjük az egy személy által ledolgozott évi munkaórák átlagos számát (h) és az emberi tőke (HC) növekedését. (Például az egyes korosztályok relatív termelékenységét.) Ha N -nel jelöljük az alkalmazott személyek számát és L -l az összes munkainputot (a gazdaságban ledolgozott, a szaktudással kiigazított órák számát), a következő kapcsolatot kapjuk:

$$L = h \cdot C \cdot N . \quad /7/$$

A /7/ képlet segítségével a /4/ képlet a következőképpen alakítható át:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{N} \right) = TFP + (1 - \beta) \cdot \left(\frac{\dot{K}}{N} \right) + \beta \cdot \dot{HC} + \beta \cdot \dot{h} . \quad /8/$$

Az egy dolgozóra jutó GDP-ben kifejezett munkatermelékenység-növekedés a TFP -növekedés, az egy dolgozóra jutó fizikai tőkeállomány, a humántőke indikátor, illetve az egy dolgozó által ledolgozott évi munkaórák átlagos mennyiségének súlyozott összege. A szektorok közötti újraelosztás hatása a TFP -növekedésre és a tőkefelhalmozásra gyakorolt hatásokba építhető be.

Hosszú távon azonban a Solow-modell szerint az egy dolgozóra jutó kibocsátás (avagy a szakértelem emelkedése miatt bekövetkező – egy munkaórára jutó – munkatermelékenység-növekedés), illetve az egy hatékony dolgozóra jutó tőke állandó. Ez azt jelenti, hogy egyensúlyi – „steady state” – állapotban, amikor a tőkeállomány is változhat (azaz hosszú távon), a munkatermelékenység növekedése a TFP növekedésével (pontosabban annak β -val képzett hányadosával) lesz egyenlő.

$$\left(\frac{\dot{Y}}{N} \right) = \frac{1}{\beta} \cdot TFP + \dot{HC} + \dot{h} = \dot{E} + \dot{HC} + \dot{h} . \quad /9/$$

Következésképpen az egy foglalkoztatottra jutó GDP-növekedéssel kifejezett termelékenység-növekedés az összes hozzáadott értékben megjelenő munkaarány (β)

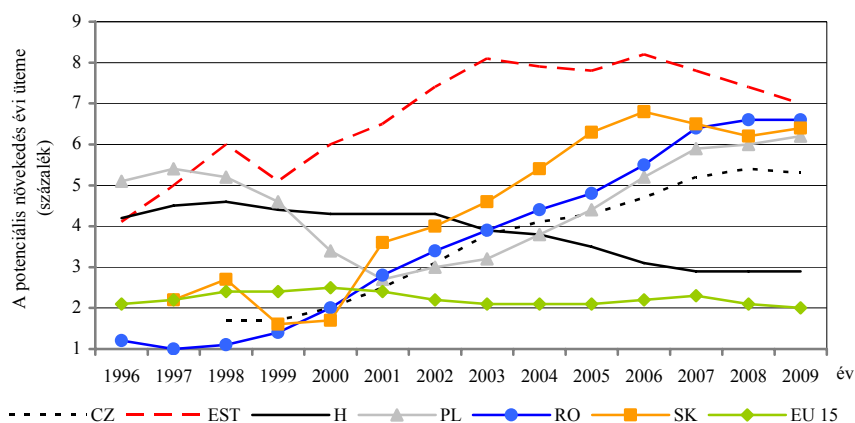
súlyozott *TFP*-vel egyenlő, ha nincs változás a humán tőkében és az egy főre jutó ledolgozott órák számában.

A rövid és középtávú szimulációk alapját az Európai Bizottság által a potenciális kibocsátás és a kibocsátási rés feltárásához alkalmazott megközelítés képezte. (E becsléseket használják fel a tagországok ciklikus költségvetési helyzetének értékeléséhez a Stabilitási és Növekedési Egyezmény – SGP – felügyelete keretében (*Denis–Mc Morrow–Röger* [2002]).) Emellett a rövid távú modellhez az Európai Bizottság Gazdasági és Pénzügyi Főigazgatósága, valamint a Kibocsátási Rés Munkacsoport (Working Group on Output Gaps – OGWG) által alkalmazott megközelítés nyújtott adatokat.

3.2. Növekedési és konvergenciakilátások

Az 1990-es évek közepétől az EU-hoz csatlakozó közép- és kelet-európai országok egyre inkább leküzdötték a transzformációs recessziót. A potenciális növekedés üteme és a felzárkózás 2000 után gyorsult. (Lásd a 3. ábrát.) Magyarország esetében azonban a potenciális növekedési ütem a 3. ábrán bemutatott időszakban folyamatosan mérséklődött, s a jelenlegi időszakban közel került az EU 15 – felzárkózó országokénál jóval alacsonyabb – dinamikájához. (Egyidejűleg Magyarország bruttó állóeszköz-felhalmozásának aránya a többi tranzíciós (átmeneti) pályán haladó országénál számottevően alacsonyabb, a bruttó állóeszköz-felhalmozás GDP-hez viszonyított aránya pedig az utóbbi években nagyjából az EU 15 átlagának felel meg.)

3. ábra. A potenciális GDP-növekedés alakulása



Forrás: Eurostat adatbázis.

A termelésifüggvény-módszeren alapuló, hosszabb távú szimulációk szerint az EU 15, illetve az EU 25 potenciális növekedési üteme is folyamatosan csökkenni fog (Carone et al. [2006]; Halmai [2007]): a 2004–2010. évi 2,4 százalékról 2021 és 2030 között várhatóan átlagosan 1,5 százalékra, 2031 és 2050 között pedig 1,2 százalékra mérséklődik.

A potenciális növekedési ütem előre jelzett csökkenése a teljes időszakot tekintve számottevően nagyobb az EU 10 országaiban, mint az EU 15-ben. A 2004 és 2050 közötti teljes időszakban az EU 10 kibocsátása gyorsabban bővül majd, mint az EU 15-ben, azaz a konvergencia folyamata előrehalad. *Am a felzárkózás üteme az idő előrehaladásával mérséklődik, majd várhatóan 2030 után megszakad.* (A szimulációk szerint az EU 10 esetében 2041 és 2050 között a GDP évente átlagosan már csak 0,6 százalékkal nő, míg az EU 15 országaiban 1,3 százalékkal.)

3. táblázat

A potenciális növekedési ütem alakulásának évi átlaga
(százalék)

Országok	2004–2010	2011–2020	2021–2030	2031–2040	2041–2050
Csehország	3,5	2,9	2,2	1,0	0,7
Magyarország	3,7	2,8	2,3	1,2	1,0
Lengyelország	4,6	3,8	2,7	1,2	0,5
Szlovénia	4,6	4,2	2,6	0,9	0,3
Szlovákia	3,7	2,8	2,1	1,3	1,0
EU 25	2,4	2,2	1,5	1,2	1,2
EU 15	2,2	2,1	1,4	1,2	1,3
EU 10	4,7	3,5	2,5	1,2	0,6

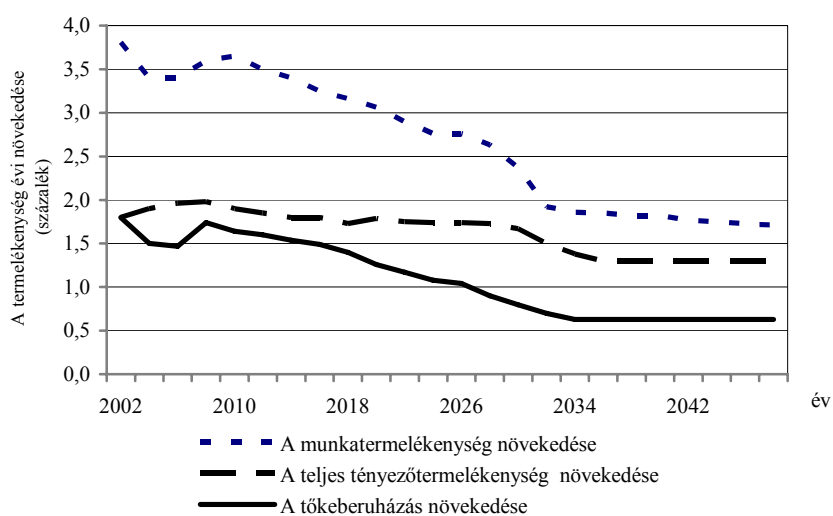
Forrás: Carone et al. [2006].

Az EU 10 országaiban a demográfiai folyamatok alakulása várhatóan a potenciális növekedési ütem csökkenésének különösen fontos tényezője lesz. Az EU 15 és az EU 10 országai egy fő foglalkoztatottra számított termelékenységének növekedési üteme folyamatosan közeledik egymáshoz. *Hosszabb távon évi 1,7 százalékos átlagos termelékenységnövekedési szint* alakul ki, amely e dinamika jelentős, több mint 50 százalékos lassulásával jár majd az EU 10 esetében a mintegy három évtizedes folyamat során. (Lásd a 4. ábrát.)

Az egy foglalkoztatottra jutó *termelékenységnövekedés* nagyobb részét a teljes tényezőtermelékenység (TFP) alakulása magyarázza. Hosszabb távon a tőkeintenzitás növekedése a TFP emelkedését követi. Az EU 15 és az EU 10 országok teljes tényezőtermelékenység növekedése – a hosszabb távú irányzatok elemzése szerint – évi

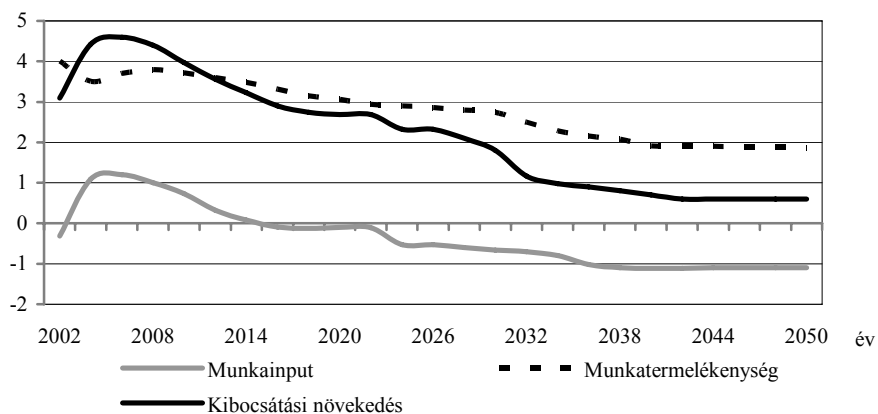
1,1 százalékos növekedési szinten közelít egymáshoz. Ez a munkatermelékenység évi 1,7 százalékos növekedését teszi lehetővé, amely hosszabb távon szintén konvergál az egyes tagországok között (Carone et al. [2006] 38. old.).

4. ábra: A munkatermelékenység növekedésének tényezői az EU 10 országában (százalék)



Forrás: Carone et al. [2006].

5. ábra: A munkainput és a munkatermelékenység növekedése az EU 10 országában (százalék)



Forrás: Carone et al. [2006].

Az EU 15-ben a tőkeintenzitás növekedésének hozzájárulása a termelékenység növekedéséhez a 2004–2010. évi 0,4 százalékról a szimulációk szerint a 2011–2030. évi időszakban 0,7 százalékra nő, majd 2030 után 0,6 százalékra mérséklődik. Az EU 10 országai esetében ez a hozzájárulás 2004 és 2020 között magasabb, körülbelül évi 1,6 százalék lesz (lásd a 4. ábrát). Később e hozzájárulás fokozatosan 0,6 százalékra, az EU 15 hosszabb távú dinamikájának szintjére csökken majd. E folyamatok nyomán a szimulációk szerint az egy foglalkoztatottra jutó termelékenység az EU 10 országokban 2050-re az EU 15 szintjének 83 százalékára emelkedhet. (Lásd a 4. ábrát és a 4. táblázatot.)

4. táblázat

A termelékenységi szint alakulása
(EU 15=100)

Országok	2004	2010	2030	2040	2050
Csehország	59	69	86	90	90
Magyarország	61	66	81	84	84
Lengyelország	54	59	76	78	79
Szlovákia	52	58	76	79	80
Szlovénia	71	77	96	99	100
EU 25	93	94	97	97	98
EU 15	100	100	100	100	100
EU 10	56	62	80	82	83

Forrás: Carone et al. [2006].

A teljes tényezőtermelékenység alakulása mind a hosszabb távú gazdasági növekedés, mind a konvergencia tekintetében döntő jelentőségű. Az előzőekben jelzett több évtizedes átlaghoz (az évi 1,1 százalékhoz) képest a teljes tényezőtermelékenység dinamikája az EU 15 legtöbb országában 1990 után mérséklődött, s csak 0,8 százalék/év mértékben emelkedik. Ha ezt az alacsonyabb dinamikát vesszük alapul, akkor a hosszabb távú növekedési kilátások még a felvázolt alapvonal-szenárióban foglaltaknál is lényegesen kedvezőtlenebbek.

Az egy főre jutó GDP növekedési ütemének csökkenése mérsékeltebb, mint a teljes kibocsátás dinamikájának visszaesése a tárgyalt időszakban. (Lásd az 5. táblázatot.) Az EU népessége hosszabb távon ugyanis csökken.

A szimulációk szerint az EU 10 országokban az egy főre jutó GDP a következő évtizedben jelentős mértékben közelebb kerül az EU 15 szintjéhez: a 2004. évi mintegy 50 százalékról várhatóan 2030-ra 80 százalékra emelkedik. Ezt követően a konvergencia megtorpanhat, s a vizsgált időszak végére az egy főre jutó GDP – EU 15-höz viszonyított – szintje némileg csökkenhet. Az egy főre jutó GDP szint jelzett di-

namikája az EU 10 termelékenységi szintjének növekedésén alapul. E relatív – azaz az EU 15 átlagához viszonyított – *termelékenységi színvonal* ugyancsak 2030-ban érheti el az EU 15 80 százalékát, 2040-ben a 82 százalékát, 2050-ben pedig a 83 százalékát. (Lásd a 4. táblázatot.) Ugyanakkor az EU 10-ben – többek között az idősödő társadalomnak betudhatóan – az egy főre jutó GDP szintje csak 78 százaléka lesz 2050-ben az EU 15 átlagának. A 6. ábra a munkatermelékenység és az egy főre jutó GDP szintjének EU 15-höz viszonyított alakulását mutatja Magyarországon.

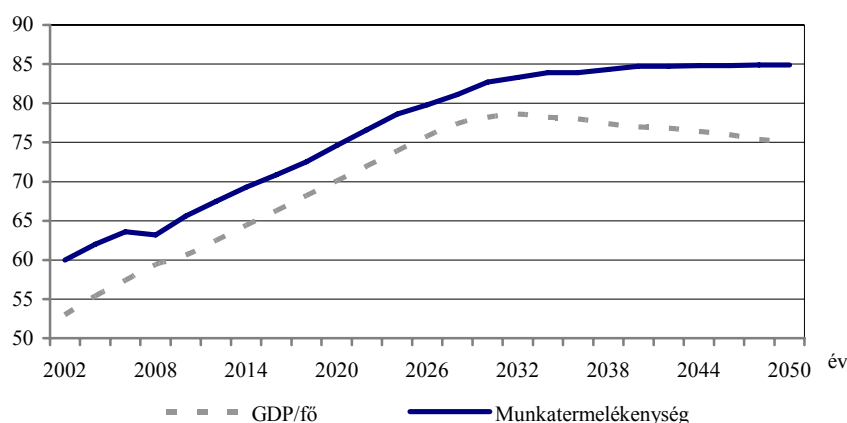
5. táblázat

*Az egy főre jutó GDP szintjének alakulása
(EU 15=100)*

Országok	2004	2010	2030	2040	2050
Csehország	64	71	89	90	86
Észtország	46	60	86	91	87
Magyarország	54	60	76	77	75
Lengyelország	45	53	75	77	73
Szlovákia	48	57	83	83	77
Szlovénia	73	80	94	96	94
EU 25	92	93	97	97	97
EU 15	100	100	100	100	100
EU 10	50	59	80	82	78

Forrás: Carone et al. [2006].

*6. ábra. A munkatermelékenység és az egy főre jutó GDP szintjének alakulása Magyarországon
(százalék, EU 15=100)*



Forrás: Carone et al. [2006].

Az előzőkben jelzett fő tendenciáktól *az egyes EU-tagországok növekedési üteme jelentősen eltérhet*. Ennek fő oka – elsősorban a hosszabb szimulált időszak első felében – az egyes országok termelékenységének eltérő dinamikája. (Az időszak második felében a demográfiai tényezők kapnak egyre nagyobb szerepet.)

4. Következtetések

Az elvégzett elemzések alapján összefoglalhatóak a vizsgálódás főbb tanulságai:

1. *A gazdasági konvergenciára vonatkozó fő tapasztalatok az Európai Unióban:*

Hosszú távon évi közel 2 százalékos ütemű konvergenciafolyamat mutatható ki, azaz a felzárkózás több mint 30 évet igényel az átlag felét kitevő GDP-szint esetén.

A felzárkózás mértéke igen eltérő az egyes országok, illetve időszakok esetében. A korábbi kohéziós országok tapasztalatai is bizonyítják, hogy a csatlakozás automatikusan nem vált ki gyors felzárkózást.

Az EU egészét tekintve első közelítésben a konvergencia-időszakok egyes régiók esetén rövidebbek az egyes országokénál. Valójában azonban az országokon belüli régiók konvergenciája – főleg a kezdeti időszakban – inkább szét, mint összetart. E tendencia az országok dinamikus régióinak lendületes teljesítményét tükrözi.

A kohéziós országok gazdasági növekedésében meghatározó a munka- és a tőkeinput növekedése. A teljes tényezőtermelékenység ezzel párhuzamosan végbemenő lényeges emelkedése kiemelkedő növekedési és felzárkózási teljesítményt tehet lehetővé.

A 2004-ben csatlakozott új tagországok felzárkózási rátája általában emelkedő, ám a magyar felzárkózás az ország makrogazdasági problémái következtében átmenetileg megakadt.

2. A felzárkózás és a konvergencia a gazdasági növekedésen alapul. Ugyanakkor a globalizációs kihívások és az Európai Unió gazdaságának versenyképességi problémái következtében az EU jelenlegi évi átlagos 2,4 százalékos *potenciális növekedési üteme* a következő évtizedekben átlagosan a *felére csökkenhet*. A potenciális növekedési ráta a munkatermelékenység viszonylag kedvező alakulása esetén is megfelelő lehet, de kedvezőtlen demográfiai változásokat is jelezhet.

Az új tagországok a csatlakozást követően jelentős mértékű konvergenciát eredményező tranzíciós (átmeneti) pályán haladnak. Ám a *felzárkózás üteme* az idő előrehaladásával *mérséklődik, majd meg is megszakadhat*. Reális lehetőség, hogy az új tagországok konvergenciája az EU 15 egy főre jutó GDP-szintjének mintegy három-

negyedénél valósul meg. Azaz az EU 10 országai a kezdeti gyors felzárkózást követően egyre inkább stagnáló „konvergenciaklubot” képezhetnek.

3. A bemutatott szimulációk változatlan politikákat feltételeznek az EU-tagországokban. A kedvezőtlen irányzatok megállítására/visszafordítására, az előzőknél kedvezőbb növekedési pályára az *átfogó, integrált strukturális reformok (Lisszabon típusú reformok) nyújthatnak esélyt*. Azok következetes megvalósítása lehetőséget kínál az európai modell megújítására és egyúttal a konvergenciafolyamatok kedvezőbb alakulására. A lisszaboni célok teljesítése éppen az Európán belüli konvergencia függvénye. A fejlettebb EU-tagországok kezdettől fogva kisajátították a lisszaboni folyamatot, ám annak az EU új tagjai is igen fontos tényezői. Ezért az új tagországok, közöttük Magyarország sikeres – mélyreható reformokat feltételező – konvergenciája lényeges feltétele a Lisszaboni Stratégia megvalósításának.

Irodalom

- BALDWIN, R.– WYPLOSZ, C. [2006]: *Economics of the European Integration*. McGraw-Hill. Berkshire.
- BARRELL, R. ET AL. [2001]: *Openness, Integration and Transition: Prospects and Policies for Economies in Transition*. Discussion Paper. 177. köt. National Institute of Economic and Social Research. London. <http://www.niesr.ac.uk/pubs/dps/dp177.pdf>
- BARRO, R.– SALA-I-MARTIN, X. [1992]: Convergence. *Journal of Political Economy*. 100. évf. 2. sz. 223–251. old.
- BARRO, R.– SALA-I-MARTIN, X. [1995]: *Economic Growth*. Mc Graw Hill. New York.
- CANOVA, F – MARCET, A. [1995]: *The Poor Stay Poor: Non-convergence Across Countries and Regions*. Discussion paper. 1265. köt. Centre for Economic Policy Research. London.
- CARONE, G. ET AL. [2006]: *Long-Term Labour Productivity and GDP Projections for the EU 25 Member States: A Production Function Framework*. European Economy – Economic Papers. 253. sz. European Commission. Brüsszel. http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication680_en.pdf
- CHATTERJI, M. [1992]: Convergence Clubs and Endogenous Growth. *Oxford Review of Economic Policy*. 8 évf. 4. sz. 57–69. old.
- DENIS, C. – MC MORROW, K. – RÖGER, W. [2002]: *Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps – Estimates for the EU Member States and the US*. European Economy – Economic Papers. 176. sz. European Commission. Brüsszel.
- DENIS, C. – MC MORROW, K. – RÖGER, W. [2006]: *Globalisation: Trends, Issues and Macro Implications for the EU*. European Economy – Economic Papers. 254. sz. European Commission. Brüsszel. http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_papers/economicpapers254_en.htm
- DENIS, C. ET AL. [2006]: *Calculating Potential Growth and Output Gaps – A Revised Production Function Approach*. European Economy – Economic Papers. 247. sz. European Commission. Brüsszel.

- DURLAUF, S. – QUAH, D. [1988]: *The New Empirics of Economic Growth*. NBER Working Paper. 6422. sz. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- DURO, J. A. [2004]: *Regional Income Inequalities in Europe: An Updated Measurement and Some Decomposition Results*. Department of Applied Economics at Universitat Autònoma of Barcelona. Munkaanyag. 11. sz. Bellaterra.
- ESTEBAN, J. M. [1999]: L'euro y la desigualtat territorial: implicacions per a Catalunya. In: *Esteban, J. M. – Gual, J.* (szerk.): *Catalunya dins l'Euro*. Antoni Bosh. Barcelona. 165–210. old.
- EUROPEAN COMMISSION [2004a]: *A New Partnership for Cohesion: Convergence Competitiveness Cooperation*. Third report on economic and social cohesion. Luxemburg.
- EUROPEAN COMMISSION [2004b]: *The EU Economy 2004 Review*. European Economy. 6. sz. Brüsszel.
- EUROPEAN COMMISSION [2008]: *EMU@10. Successes and Challenges after 10 Years of Economic and Monetary Union*. European Economy. 2. sz. Brüsszel.
- GIANNETTI, M. [2002]: The Effects of Integration of Regional Disparities: Convergence, Divergence or Both? *European Economic Review*. 46. évf. 3. sz. 539–567. old.
- HALMAI P. [2006]: Európa esélye: a Lisszabon Stratégia. Az integrált strukturális reformok hatásai. *Magyar Tudomány*. 166. évf. 9. sz. 1057–1071. old.
- HALMAI P. [2007]: Konvergencia és növekedés. *Fejlesztés és Finanszírozás*. 4. évf. 3. sz. 41–51 old.
- HALMAI P. [2008]: Európai integráció. *Fejlesztés és Finanszírozás*. 4. évf. 4. sz. 13–24 old.
- ISLAM, N. [1995]: Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*. 110. évf. 4. sz. 1127–1170. old.
- JONES, I. L. [2002]: *Introduction to Economic Growth*. McGraw-Hill. New York.
- MANKIW, G. – ROMER, D. – WEIL, D. [1992]: A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. 107. sz. 2. sz. 407–437. old.
- PUGA, D. [2002]: European Regional Policies in Light of Recent Location Theories. *Journal of Economic Geography*. 4. évf. 2. sz. 373–406. old.
- QUAH, D. [1996]: Regional Convergence Clusters across Europe. *European Economic Review*. 40. évf. 3–5. sz. 951–958. old.
- TONDL, G. [1997]: *The Ups and Downs of Regional Income Convergence in Europe*. European University Institute, Robert Schuman Centre. Munkaanyag. 53. sz. Florence.

Summary

The study analyses the catch-up process of member states which joined the EU either earlier or lately. It emphasizes that the outstanding catch-up performance is due to the increase in labour and capital input and at the same time to total factor productivity growth. By means of the catch-up rate the – mostly improving – performance of the new member states is characterized. In Hungary there has been actually no catch-up since the EU accession as regards the level of the per capita GDP – decisively as a result of macroeconomic equilibrium problems. Using the results of simulations based on the production function approach, the continuous decrease in growth and especially the unfavourable development of the total factor productivity in the Euro-

pean Union could be proved. This deceleration could cause the deceleration of convergence processes in the new Member States in the long run that is approximately over two decades, and it could even come to a halt. A favourable growth path could be achieved by comprehensive and radical integrated structural reforms.

A kínai statisztika megbízhatóságáról

Jordán Gyula,

az Eötvös Loránd Tudomány-
egyetem ny. egyetemi docense

E-mail: gyujordan@rekthiv.elte.hu

Kína statisztikai rendszere rendkívül viszontagsá-
gos utat járt be 1949 óta. A tapasztalatlanságból, a
szakemberhiányból, az általános hozzá nem értésből
stb. fakadó nehézségeket csak tetézte, hogy a rendszer
a statisztikát politikai eszközként használta – és hasz-
nálja még ma is egyes vonatkozásaiban –, illetve alá-
rendelte aktuális célkitűzéseinek. A statisztikai rend-
szernek ugyanakkor a központosított tervgazdaságról a
piacgazdaságra való fokozatos áttérés is komoly kihí-
vást jelentett.

A tanulmány a kínai statisztikai rendszer történe-
tének és néhány jellemzőjének rövid áttekintése után
az ipar-, illetve a GDP-statisztika ellentmondásait
elemzi. A szerző *Rawski T. G.* és mások szembenálló
nézetei alapján rámutat a kínai statisztika problémáira,
amelyek az adatok felhasználóit óvatosságra és kriti-
kusságra intik. Az írás olyan politikailag érzékeny te-
rületek statisztikáját is érinti, mint a munkanélküliség,
a születésszabályozás és a szegénység.

TÁRGYSZÓ:

Kínaiak.

Statisztikai rendszer.

Kína gyorsan növekvő gazdasági és politikai súlya miatt a világ egyre többet kíván megtudni e hatalmas országról. A rendelkezésre álló információforrások sorában fontos helyet és szerepet töltenek be az elsődleges források, köztük a statisztika. Ezért – mielőtt a kínai statisztika hitelességének, megbízhatóságának problémájával foglalkoznánk – indokolt röviden áttekinteni a statisztikai rendszer 1949 óta „végigjárt” viszontagságos útját, valamint mai helyzetét és működésének néhány jellemzőjét.

1. A kínai statisztikai rendszer néhány jellemzője

Kína gazdasága már közel három évtizede kitartó, gyors növekedést mutat, amelynek eredményeként egyre jelentősebb szerepet játszik a nemzetközi gazdaságban, kereskedelemben és politikában. Ez a látványos teljesítmény nemcsak a különböző tudományterületek szakértői, hanem az „átlagemberek” körében is fokozott érdeklődést vált ki. Így érthetően több ismeretre, tényre és adatra van igény, amit Kína egyre nagyobb mennyiségű statisztikai adat közzétételével igyekezett/igyekszik kielégíteni. A megfigyelőket, a közgazdászokat és a statisztikusokat azonban folyamatosan foglalkoztatta és nyugtalanította az a kérdés, hogy ezek mennyire tekinthetők hitelesnek. Hallgatólagos megállapodásuk, miszerint a közzétett adatok megbízhatósága, koherenciája javult és az elemzésekhez már megfelelő alapot biztosítanak, azonban annak a kényszernek is betudható, hogy alternatív adatok általában nem álltak/állnak rendelkezésre. Ezért a szakértők szájából rendszerint az a figyelmeztetés is elhangzik, hogy ezek az adatok csak „óvatosan”, megfelelő körültekintéssel kezelendők.

A kínai statisztikát illető fenntartások, gyanakvás nem új keletű, nemcsak az 1978-tól számított reformidőszakra jellemző, hanem végigkísérte a Kínai Népköztársaság (KNK) fennállásának szinte egész időszakát. A kínai Állami Statisztikai Hivatalt (NBS)¹ 1952 őszén hozták létre, és munkáját kezdettől fogva nagy nehézségek jellemezték. Ezek között említhető többek között a szakemberhiány; a közigazgatási apparátus viszonylagos tapasztalatlansága; a kommunikációs hálózat hiányosságai; az „egyszerű emberek” idegenkedése, bizalmatlansága az adatszolgáltatással szemben; az általános meg nem értés a statisztika fontosságát illetően stb. Ezekhez járult kezdettől fogva az is, hogy a rendszer a statisztikát politikai, ideológiai eszközként használta és alá-

¹ State Statistical Bureau – SSB; 1998-ban neve Országos Statisztikai Hivatallá – National Bureau of Statistics-re változott.

rendelte aktuális célkitűzéseinek. A káderek, akiknek karrierje a feladatok teljesítésétől függött – és természetesen függ a mai napig – az adatok „kozmetikázásában”, manipulálásában voltak érdekeltek. Erre utalt a következő a mondás is: „Az adatok teremtik a hivatalnokokat (kádereket) és a hivatalnokok (káderek) teremtik az adatokat.”

Az egyre színvonalasabban működő NBS-re súlyos csapást mért az élet minden területén nagyfokú szétziláltságot, a gazdaság, az intézmények működési rendjét és kereteit gyökeresen megváltoztató „nagy ugrás”. Az „ugrás” az irreálisan magas célkitűzések, a meghamisított jelentések általánossá válását és a statisztikai rendszer teljes hitelvesztését idézte elő. A vezetés rákényszerült a meghamisított eredmények visszamenőleges korrigálására, ami végül sajátos reakciót váltott ki: Kína 1959-től fokozatosan megszüntette a statisztikai adatok közzétételét, és ehhez lényegében 1978-ig, a reformidőszak kezdetéig tartotta magát. Fontos motiváló tényező volt a rendszerre szintén jellemző titoktartásra való törekvés, amit a nemzetbiztonság miatti állandó intenzív aggodalom csak felerősített.

A „nagy ugrás” után éppen csak éledező statisztikai rendszerre (1964-ben került sor az 1953 utáni második „modern” népszámlálásra) ezután végzetes csapást mért a „kulturális forradalom” évtizede (1966–1976), amikor működését gyakorlatilag megszüntették. Ezért még ma sem világos, hogy a legfelső vezetés hogyan szerzett információkat a gazdaság állapotáról és politikájának következményeiről. Ugyan folyt információgyűjtés, melynek jelentős részét a minisztériumok végezték (kivéve, amikor ezek működése is lehetetlenné vált), de az így szerzett adatok nagyon töredékesek voltak. A „kulturális forradalom” legviharosabb időszakában pedig a kulturális értékek mellett számos esetben a statisztikai adatgyűjtések eredményei is szó szerint a tűz martalékává váltak.

1978 óta Kína fokozatosan visszatért a korszerű statisztikai rendszer kiépítését és működtetését célzó törekvéseihez.² Az aktuális statisztikai adatok közzétételén kívül erőfeszítéseket tett a kieső évek adatainak „rekonstruálására”. E gyűjtőmunkát az 1970-es és 80-as évek fordulója táján végezték, majd az eredmények jelentős részét az 1982-ben megjelent első országos statisztikai évkönyvben tették közzé. Az előbb említett előzmények alapján azonban joggal vetődik fel a kérdés, hogy milyen forrásból származnak és mennyire tekinthetők hitelesnek ezek a visszatekintő statisztikák. Hiszen adatok, statisztikák egyrészt csak részben maradtak fent, másrészt a megmaradtak is – különösen egyes időszakokra és területekre vonatkozóan – hihetetlenül torzítottak és hamisak voltak.

Az NBS-nek működése során nemcsak az emberek jogos fenntartásával és bizalmatlanságával kellett megbirkóznia, hanem az egész adatgyűjtési, feldolgozási és elemzési hálózat újrászervezésével, illetve szabályozásával is. 1983-ban új statisztikai

² A „kulturális forradalom” után az NBS-t 1976-ban szervezték újjá, amikor állománya országosan mindössze hétezer főből állt szemben a jelenlegi mintegy nyolcvan-kilencvenezerrel.

törvényt fogadtak el, amely az 1963. évi törvény helyébe lépett. Ez részletesen szabályozta a „centralizált és egységes statisztikai rendszer” NBS égisze alatti létrehozását, meghatározva a statisztikai szervezet felépítését, a statisztikai felmérések tervezését, a statisztikai adatok publikálásának rendjét stb. (*Statistics Law...* [1983]). Az 1996-ban felülvizsgált harmincnégy cikkelyből álló törvény egyik legszembetűnőbb vonása az adathamisítás (több helyen is szereplő) tiltása volt. Már a 3. cikkely arra figyelmezteti az adatszolgáltató szerveket és intézményeket, hogy „igaz statisztikai adatokat kell szolgáltatniuk e törvény és az állami szabályozások előírásainak megfelelően. Nem tehetnek hamis bejegyzéseket, nem titkolhatnak el statisztikai adatokat és nem tagadják meg a statisztikai jelentések benyújtását, illetve nem jelenthetik le a statisztikai adatokat késedelmesen. Tilos a statisztikai adatok meghamisítása vagy megváltoztatása.”. A 7. cikkely nyomatékosan megismétli: „A helyi hatóságok, osztályok és egységek vezető tagjai nem változtathatják meg a statisztikai adatokat, melyeket a statisztikai intézmények és a statisztikusok szolgáltattak e törvény előírásainak megfelelően... A helyi hatóságok, osztályok vagy egységek vezető tagjai nem kényszeríthetik vagy ösztönözhetik a statisztikai intézményeket, illetve a statisztikusokat, hogy megmásítsák vagy meghamisítsák a statisztikai adatokat.” A statisztikusoknak vissza kell utasítaniuk az ilyen kísérleteket. A 26. cikkely a felsorolt vétségeket adminisztratív szankciókkal és körlevélbe foglalt bírálattal fenyegette.³ A hamisítás vagy finomabban mondva az adatmanipuláció máig visszatérő probléma, amely különösen egyes időszakokban és témakörököt illetően válik égetővé. Egyes szerzők szerint (például *Rawski* [2001]) 1988 után a „hamisítás és szépítés szele” lett jellemző a kormányzat minden szintjén a gazdasági teljesítményre vonatkozóan, ami egy „statisztikai buborékot” eredményezett. 2000-ben az akkori miniszterelnök, *Csu Zsung-csi* arról panaszkodott, hogy a jelentésekben „burjánzik a hamisítás és a túlzás” (*Berthelsen* [2003]).

Bár az adatok folyamatos hamisítása elleni küzdelem nagy figyelmet kap/kapott, ez csak egyike a kínai statisztikai rendszer kihívásainak. A legáltalánosabb probléma, hogy a tervgazdálkodás időszakából örökölt intézményi struktúrának, statisztikai adatgyűjtési rendszernek egy kialakulófélben levő piacgazdaság gyorsan változó körülményeihez kell alkalmazkodnia. (Például a mezőgazdaságra vonatkozó adatgyűjtés a kommunarendszer 1980-as évek elején történt felbomlása óta a néhány tízezer kommuna helyett már a falvak százezreire és a gazdaságok millióira vonatkozik.) Az ipari reformok eredményeként ugrásszerűen megnőtt a vállalatok és a tulajdonformák száma. Emellett kibővült a szolgáltató (elsősorban magán-)szektor, amelynek lefedésére a korábban az anyagi termelés felmérésére összpontosító statisztikai rendszer csak korlátozottan volt képes. Az átmenet változásokat követelt az adatgyűjtésben szereplő tényezők és változók összetételében is. A statisztikai összeállítások régebben a tervezési apparátust szolgálták, amelynek elsősorban a fizikai inputok és

³ Különösen szembetűnő Kína hamisítás elleni küzdelme, ha összevetjük a kínai törvényt a statisztikáról szóló magyar 1993. évi XLVI. törvény szabályozásával, amelyben ez a fogalom elő sem fordul, csak a „valóságnak megfelelő” tartalmú adatszolgáltatásra találunk utalást.

outputok, valamint a technológiai szintek adataira volt szüksége. A piacorientált makrogazdasági politika viszont olyan változókat kíván, mint a GDP, a foglalkoztatási adatok vagy az árindexek, illetve olyan kérdéskörökkel foglalkozik, mint a társadalombiztosítás, amellyel kapcsolatos ügyeket korábban az egyes vállalatok és kommunák intézték, nem a központi kormány. (Ehhez és a továbbiakhoz Holz [2002], [2005]; Xue [2004]; Herrmann-Pillath–Kirchert–Jiancheng [2002].)

A kínai statisztikai rendszer a centralizált és a decentralizált rendszer keveréke, bár a statisztikai törvény centralizált és egységes rendszerről rendelkezik. A statisztikai rendszer öt kormányzati szinten van jelen: az NBS, mint központi kormány szerv alatt tartományi, municipiumi (prefekturái), megyei és mezővárosi szintű statisztikai részlegek helyezkednek el. Az NBS, melynek szervezeti felépítését és működését 1987-ben „a Kínai Népköztársaság statisztikai törvényének részletes végrehajtási szabályai” című, 36 cikkelyből álló dokumentum szabályozta (*Detailed Rules for Implementation...* [1987]), felelős az ország minden statisztikai munkájának szervezéséért, irányításáért és koordinálásáért. A rendszer minden szintjén sor kerül a statisztikai adatok gyűjtésére, melyeket azután a következő, magasabb szintre továbbítanak. A statisztikai részlegek kettős felügyelet alatt működnek: egyrészt (az adatgyűjtést, a mintavételt stb. tekintve) a felsőbb szintű statisztikai hivatal irányítása alatt állnak, másrészt a velük azonos szinten működő helyi kormányzat gyakorol ellenőrzést vezetőik kinevezése felett, illetve biztosítja teljes költségvetésüket vagy annak jelentős részét. A helyi kormányzatok őrzik a helyi osztályok, részlegek személyi dossziéit is és jelentős befolyással rendelkeznek az előléptetéseket illetően. Az NBS csak a tartományi szintű statisztikai vezetők, valamint helyetteseik kinevezésekor rendelkezik vétőjoggal. Következésképpen elmondható, hogy a különböző szintű statisztikai részlegek úgy vannak alárendelve az adott szintű kormányzatnak, mint ahogy az NBS a központi kormányzatnak.

A kínai statisztikai rendszernek ugyanakkor egy másik vertikális része is létezik, melyet a kormányzathoz tartozó minisztériumok, bizottságok és más szervek működtetnek. Ezt azok a statisztikai osztályok alkotják, amelyek elsősorban saját főhatóságuk igényeit elégítik ki. Bizonyos adatokat illetően az NBS is ezen osztályok munkájára támaszkodhat, de nem írhatja elő számukra a gyűjtendő adatok típusát vagy az adatgyűjtés pontos módszerét. Jogköre tehát korlátozott, csak az „irányításra” terjed ki.

A kínai rendszer további sajátossága, hogy 1983-at követően három felmérő csoport alakult, amelyek közvetlenül az NBS-nek jelentenek. Ezek közül az első a vállalatok, a második a városi társadalom és a gazdaság, a harmadik a falusi gazdaság és a társadalom vizsgálatát végzi.

A statisztikai szervezet finanszírozása három forrásból történik: a központi költségvetésből, az adott szint kormányzati költségvetéséből és (egyelőre csak kismértékben) a szolgáltatásokért (például különböző megrendelők számára végzett felmérések) kapott bevételekből. Mind az állomány feletti kinevezési jogkör, mind a finan-

szírozás bőséges alapot teremt arra, hogy a különböző szintek hivatalnokai (káderei) beleszóljanak a jelentésekbe és az adatokat a maguk számára kedvező irányba befolyásolják. Az adathamisításra elsősorban vidéken vannak bizonyítékok, ahol a statisztikai irodák átfogó felmérés helyett gyakran becslésekre hagyatkoznak.

A problémák számát csak növeli, hogy a statisztikai hálózat – részben finanszírozási okokból – folyamatos létszámihiánnyal küzd (az NBS 1998-ban 47 százalékos állománycsökkenést élt át (*Rawski–Xiao* [2001]), különösen a legalsó, megyei szinten, ahol a statisztikai egység a legtöbb esetben egy embert jelent. Különösen a kevésbé fejlett régiókban kevés a képzett szakember, mivel a magasan kvalifikáltak a fejlettebb régiókba költöznek, ahol a fizetések és az életkörülmények is jobbak. De a központban sem sokkal jobb a helyzet, ahol például csak mintegy tíz fő felelős az országos energiastatisztika összeállításáért. (Összevetésül: az Egyesült Államok energiainformációs adminisztrációja 375 főt foglalkoztat, bár ez emellett sok más egyéb feladatot is ellát (*Sinton* [2001]).)

A piactudományra való fokozatos áttérés – mint jeleztem – változtatást igényel a statisztikai adatgyűjtés módszereiben is. Az új statisztikai rendszerben az adminisztratív hálózat keresztül rendszeresen benyújtott jelentések helyett a mintavételek – és ezen belül elsősorban az országos censusok – játszanak egyre meghatározóbb szerepet, míg a rendszeres jelentések inkább már csak kiegészítő funkciót látnak el. Az 1990-es évek végén az összes statisztika csak 30 százalékát gyűjtötték a gazdasági struktúra gyors változásait megragadni képes mintavételi módszerrel, mely alacsony aránnyal maguk a kínai statisztikai szakemberek is elégedetlenek voltak. A népszámláláson túl, 1997-ben került először sor mezőgazdasági összeírásra, melynek 10 évenkénti megszervezéséről döntöttek. Hasonló gyakoriságban irányozták elő a korábban 1950-ben, 1985-ben és 1995-ben végrehajtott ipari census, valamint az 1993-ban indult szolgáltatóipari census megtartását is. Mintavételre számos témában kerül sor: népesség, városi munkaerő, a mezőgazdaság bruttó teljesítménye (művelt föld nagysága, az egyes termékek terméshozama, állatállomány), kisvállalatok (forgalom, foglalkoztatottak stb.), falusi és városi háztartások, ipari termékek árindexe stb. E nagyméretű mintavételek segítségével próbálja az NBS a tartományok nem teljesen „kompatibilis” adatgyűjtéséből fakadó problémákat is orvosolni.

2. Az iparstatisztika néhány problémája

A statisztikai adatgyűjtés módszereinek változása jól érzékeltethető az ipari statisztikán keresztül (*Holz–Lin* [2001], *Wiemer–Tian* [2001]). 1998 előtt az ipari jelentés lefedett minden független elszámolási rendszerrel rendelkező vállalatot mezővárosi és afelett levő szinten. Míg 1980-ban az állami és a kollektív tulajdonú vállalatok mintegy

99 százalékát adták az ország bruttó ipari teljesítményének, addig 1999-ben az egyéni tevékenységből, illetve az „egyéb” vállalatok működéséből (ez a kategória a magán és a külföldi befektetésű vállalatokat jelöli) a bruttó teljesítményérték már több mint 36 százaléka származott. A burjánzó falusi és mezővárosi vállalatokat a régi statisztikai jelentés módszerével már nem lehetett lefedni. Ezért 1998-ban az NBS-nek közvetlenül jelentő vállalatok számát drasztikusan 162 ezerre (ebből csak 42 580 volt kollektív tulajdonú) csökkentették az 1997-es 468 500-hoz képest (melyből több mint 319 400-t tett ki a kollektív tulajdonú, feltehetően zömmel kis vállalatok száma).

Az ipari vállalatokra vonatkozóan három statisztikai osztályozási rendszert vezettek be: a regisztrációalapú, a tulajdonalapú és a publikált statisztikákban alkalmazott rendszert. A regisztrációalapú osztályba sorolás során az állami, a kollektív, a részvénytársasági, a külföldi befektetésű vállalatokat, illetve ezek közös vállalatait kategorizálták, néhány vonatkozásban eltérve az 1998 előtti osztályozástól. Az új rendszerben az NBS különös hangsúlyt helyezett a tulajdonalapú osztályozásra és öt alapkategóriát különített el: állami; kollektív; egyéni (benne a magántulajdonú); hongkongi, makaói, tajvani (HKMT); valamint külföldi befektetésű vállalatok. (Az egyéni és a magán alapkategóriák megkülönböztetése az alkalmazottak számán alapult: a hétnél több főt foglalkoztató szervezetek magánvállalkozásnak minősültek.) A publikált statisztikák azonban nem pontosan követik az előző két osztályozási módszert és a tulajdon szempontjából nem elégit ki az arányos megosztás elvét sem, mivel teljes egészében állami tulajdonúnak tekintenek egyrészt minden állami ellenőrzésű részvénytársaságot, másrészt minden olyan nem állami tulajdonú vállalatot, amelyben az államnak is van részesedése. Az arányos elosztás szabályát alkalmazva ezután kiszámolják a csak állami tulajdonú részt és hozzáadják az állami tulajdonú ipar adataihoz, tehát az államra eső részt kétszer számolják. Az ipari vállalatok ezen átosztályozása és a sajátos számítási mód a különböző szinteken dolgozó hivatalnokok/kaderek hamisításai mellett a kínai statisztika objektivitását, megbízhatóságát fenyegető másik veszélyforrásnak, a „politikai kívánságnak” tudható be. A politikai kívánság ebben az esetben a köztulajdon „teljes elismerésére”, vagyis az ideológiai, politikai szempontból fontosnak tartott vezető szerepének fenntartására irányul. A Kínai Kommunista Párt XV. Kongresszusának (1997) beszámolójában *Csiang Cö-min* deklaráta: „Teljes egészében meg kell ismerni a köztulajdoni gazdaság jelentését. A köztulajdonú gazdaság nemcsak az állami gazdaságot és a kollektív gazdaságot foglalja magában, hanem magában foglalja a vegyes tulajdonú gazdaságban meglévő állami alkotórészt és a kollektív alkotórészt.” (*Jordán-Tálas* [2005]). A statisztika tehát politikai megrendelést, igényt elégít ki akkor, amikor eltúlozza a köztulajdoni szektor részesedését azáltal, hogy az állami ellenőrzésű részvénytársaságokat teljes mértékben az állami tulajdon kategóriájába foglalja bele. A részvényes szervezetek minden alkalmazottját is a kollektív kategóriánál tüntetik fel, annak ellenére, hogy e szervezetek közül nagyon sok ténylegesen magántulajdonban van.

Az iparstatisztika minőségének javára vált viszont az, hogy 1998-tól méretkritériumot alkalmaznak, mely szerint a közvetlenül jelentő vállalatok sorából kikerültek az évi 5 millió jüan alatti eladással rendelkezők. Ezek többségében azok a mezővárosi vállalatok voltak, amelyek rossz adatszolgáltatásukról híresültek el a tudatos torzítások és saját könyvelési rendszerük hiánya/hiányosságai miatt. Ezekről a megyei szintű statisztikai osztályok jelenleg csak évente készítenek jelentést, egyre általánosabban a mintavétel módszerét alkalmazva. A mintavétel többpontos adatgyűjtést tesz lehetővé. A rendszer indításakor e kis- és egyéni vállalatoknál öt változót mértek fel: vállalati egységek száma, bruttó teljesítményérték, adóátutalás, tőke, dolgozói létszám. A módszer hátránya, hogy ez is magában foglalja a kettős számbavétel lehetőségét, mivel egy cég outputja gyakran egyben egy másik vállalat inputja is. Az NBS azonban ezt a torzítást a megfigyelési sémából származó arány segítségével jórészt képes kiszűrni. Mindezen túl az is az iparstatisztika minőségi javulását eredményezte, hogy a közvetlenül jelentő vállalatok a statisztikai hivatallal való közvetlen kapcsolatuk révén csökkentik az adathamisítás esélyét, ami korábban – amikor az állami és a kollektív tulajdonú iparvállalatok a kormánynak alárendelt statisztikai osztályon keresztül jelentettek – elterjedt volt. A statisztikai törvény 1996. évi felülvizsgálatakor a mintavételt a kínai statisztikai rendszer fő összetevőjének nyilvánították, míg a rendszeres jelentéseket egyre inkább csupán kiegészítésnek tekintik. Ezért már az 1990-es évek végén a statisztikai adatok 30 százalékát mintavétel útján gyűjtötték.

Végül az iparstatisztikával kapcsolatban még két megjegyzést tennék. Egyrészt az adatok minőségét rontja, és ellenőrzésüket megnehezíti, hogy különböző motivációs okok játszanak közre a hamis jelentések készítésében. A termelési adatok eltúlzására nagyrészt a helyi káderek törekednek, mivel karrierkilátásaik a tervelőírások teljesítéséhez vagy túlteljesítéséhez kötődnek. Ezzel ellentétben viszont néhány vállalat az adófizetés elkerülése miatt éppen termelése, értékesítése aluljelentésében érdekelt. Másrészt az 1998-as statisztikai törés az ipari szektor adataira vonatkozóan lehetetlenné teszi összevethető idősorok alkotását. Hasonló következményekkel járnak – már egyéb szektorokat is érintve – azok a statisztikai indikátorok meghatározását érintő revíziók, melyek információit nem teszik közzé, növelve ezzel a félremagyarázás esélyét és megzavarva az adatok felhasználóit. Az iparstatisztikát illető kritikák és kételyek azonban csak egy részét képezik a Kína GDP-jére vonatkozó sokkal átfogóbb problémakörnek.

3. A GDP-statisztika problémái

Az ezredforduló táján elsősorban *Thomas G. Rawski*, a pittsburghi egyetem professzora volt az, aki 1998–1999-re vonatkozóan megkérdőjelezte a kínai hivatalos GDP-statisztika adatait (*Rawski* [2001a], [2001b], [2001c]). Rawski kifejtette, hogy

1998-tól kezdve a kínai GDP-adatok erős túlzásokat tartalmaznak, messze túllépve azokat a statisztikai technikai nehézségeket, melyekre több tanulmány is utalt. (Az 1995-ig terjedő időszak problémáival foglalkozik *Maddison* [2007] tanulmányában.) Mindenekelőtt olyan mennyiségi összefüggésekre, illetve ellentmondásokra hívta fel a figyelmet, amelyek véleménye szerint megkérdőjelezzik a kínai statisztikai évkönyv GDP-adatait. Az évkönyv szerint 1997 és 2000 között a GDP 24,7 százalékkal nőtt, míg ugyanezen három év során az energiafogyasztás 12,8 százalékkal csökkent. Más ázsiai országok (Japán, Tajvan, Dél-Korea) korábbi tapasztalatai, illetve adatai is azt mutatják, hogy a lényeges GDP-növekedés együtt jár a növekvő energiafogyasztással, a magasabb foglalkoztatással és az emelkedő fogyasztói árakkal.⁴ Így e közzétett kínai adatok csak gyors energiahatékonyság-növekedés mellett lennének elképzelhetők, mely azonban még a számítástechnika és más alacsony egységnyi energiafogyasztású tevékenységek elterjedése ellenére sem jellemzi Kína gazdaságát.

Rawski szerint emellett több más ellentmondás is felfedezhető az említett évekre vonatkozó statisztikai adatokban. Hihetetlennek tartja például, hogy a mezőgazdaság teljesítménye egy tartomány kivételével mindenütt nőtt, miközben az országot sújtó áradásokat a XX. század tíz legnagyobb természeti katasztrófája közé sorolják. Növekedhetett-e az ipari termelés 1997–1998-ban 10,75 százalékkal, amikor a 94 fő termékből csak 14 termelése mutatott kétszámjegyű növekedést, 53-é viszont csökkent? Emelkedhetett-e 13,9 százalékkal a beruházás szintje, amikor az acélfogyasztás és a cementtermelés csak kevesebb, mint 5 százalékkal emelkedett? De kétségesek a fogyasztási adatok és a kiskereskedelmi eladási mutatók is, melyeket a kínaiak a gyors gazdasági fejlődés egyik fő mozgató erejének tekintenek. Egy kivétellel a városi és vidéki háztartások kiadásai, valamint a kiskereskedelmi eladások sokkal gyorsabban nőttek, mint amit a háztartási költségvetésekben az egy főre jutó kiadások adatai mutatnak. Ez a különbség azonban túl nagy ahhoz, hogy azt az évi 1 százalékos körüli népességnövekedésnek tulajdoníthatnánk. A szerző szerint szintén nehezen érthető, hogy miképp nőhettek különösen a vidéki területeken a kiskereskedelmi eladások gyorsabban, mint a háztartási bevételek, miközben a felmérések szerint 1998 folyamán csökkent az átlagos fogyasztói hajlandóság a megtakarítások javára.

Rawski számos kínai utalást sorakoztatott fel bizonyítékként a hamisításra az üzleti közösségben és a kormányzat különböző szintjein. Rámutatott arra is, hogy az NBS 1998-tól kezdve elvetette a tartományi adatok felhasználását a gazdasági növekedés vizsgálatában, ami két problémára hívja fel a figyelmet. Egyrészt az NBS minden erőfeszítése ellenére sem rendelkezett önálló információs csatornákkal az adagyűjtésben, másrészt – az előzővel összefüggésben – nem hozta nyilvánosságra az általa közölt országos gazdasági növekedésre vonatkozó adatok forrását.

⁴ 1998–1999-ben a kínai foglalkoztatás csupán 2,3 illetve 1,6 százalékkal nőtt, míg a fogyasztói árindex – 0,8 és –1,4 százalékos volt.

Végül Rawski – kissé meghökkentő módon – egy periférikusnak számító területre, a magasabb jövedelműek által igénybevett légi személyszállítás adataira építve alapította meg, hogy a vizsgált években a GDP növekedése a hivatalos adathoz képest sokkal kisebb volt, sőt lehet, hogy egyenesen visszaesett. 1998-ban éles árverseny alakult ki a jegyárakat illetően, a társaságok 30–40 százalékos engedményeket kínáltak a belföldi utakra. Az utasok növekvő jövedelme és a kedvező jegyárak mellett az utasforgalomnak a jövedelemnövekedés arányánál nagyobb mértékben kellett volna nőnie. Ehelyett ez csupán 2,2 százalékos volt a belföldi utaknál és 3,4 százalék a belföldi és külföldi utak átlagában. A GDP-struktúra nagyfokú változásának hiányában tehát 1997–1998-ban a GDP növekedése maximum 2,2 százalékos lehetett. A csökkenő energiafelhasználás, számos iparág teljesítményének gyengülése, a tömeges elbocsátások, a kihasználatlan kapacitások, a készletek felhalmozódása, a nagy áradások hatása hihetőbbé teszi az 1997–1998-os 2,2 százalékos GDP-növekedést a hivatalosan közölt 7,8 százaléknál. Még rosszabb lehetett a helyzet 1998–1999-ben: a szerző szerint a GDP-változás $-2,5-2$ százalék között alakult.

A nemzetközileg is szaporodó bírálatok hatására – a statisztikai munka 1990-es években végrehajtott „korszerűsítéséhez” hasonlóan – az NBS az ezredforduló után részben az ENSZ és a Világbank, részben pedig az OECD nagy szaktudással és tapasztalattal rendelkező statisztikusaihoz fordult segítségért makrogazdasági statisztikai számbavételi és adatfeldolgozási rendszerének tökéletesítése érdekében, és e statisztikusok tucatjait hívta meg hosszabb-rövidebb időre Kínába azzal a céllal, hogy a kínai szakembereknek előadásokat, konzultációkat tartsanak, tanácsot adjanak. Ezt követően a külföldi javaslatok alapján átszervezték az Állami Tervbizottságot, amely azóta Nemzeti Fejlesztési és Reformbizottság néven a makrogazdasági tervezés és irányítás fő intézményévé vált. Emellett létrehozták a KNK Államtanács közvetlen felügyelete és irányítása alatt működő Fejlesztéskutatási Központot (Development Research Center), aminek feladata a közép- és hosszú távú társadalom- és gazdaságfejlesztési stratégia fő irányainak kidolgozása. Az NBS szervezetén belül pedig felállították az előbbi két intézményt is kiszolgáló, az ágazati kapcsolatok mérlegének kidolgozásával, valamint e kapcsolatok számítástechnikai ellenőrzésével és programozásával foglalkozó részleget.

Bár mindezek eredményeképpen az NBS 2005-ben elkészített egy 15 éves előrejelzést Kína növekedésére vonatkozóan (*National Bureau of Statistics* [2005]), a kínai statisztika kétséges megbízhatóságának problémája még számos területen fennmaradt.

4. Néhány egyéb terület statisztikai problémája

Rawski felvetése a reakciók lavináját indította el, jelezvén, hogy másokat is foglalkoztat, valós problémáról van szó. Ezek különböző részterületekkel kapcsolato-

san fogalmaztak meg kételyeket, amelyeket már részben Rawski is érintett. Az egyik ilyen tanulmány (*Sharping* [2001]) a népesség számára, a népmozgalmi adatokra vonatkozott, ami például az egy főre jutó GDP szempontjából is érdekes. A kínai társadalom- és gazdaságpolitika egyik központi eleme ugyanis a születésszabályozás, ami egyrészt komoly társadalmi ellenállásba ütközött, másrészt, mint politikailag és káderértékelés szempontjából kiemelten kezelt téma, adathamisításra csábított. Maga a probléma régóta ismert, de e tanulmány a 2000. évi censusadatok felhasználásának köszönhetően mégis újszerű. A szerző megállapításai szerint az „egy család, egy gyerek” politika kezdetétől a termékenységi statisztikák a valóságtól egyre nagyobb eltérést mutattak, az évkönyvekben közölt adatok nagymértékben különböztek a háztartások nyilvántartásában szereplőktől. Például 1998-ban a háztartások nyilvántartásában közzétett, születésszámra vonatkozó adatok 8 százalékkal meghaladták a születésszabályozási adminisztráció által jelentett értékeket, míg az NBS mintavételi adatai nem kevesebb, mint 29 százalékkal múlták felül ez utóbbiakat. Ráadásul a census adataiban további 7 százaléknyi „többlet” szerepelt, ami a kiinduló adathoz képest már összesen 44 százaléknyi eltérést jelent. Elsősorban egyes vidéki városokban, megyékben volt súlyos a helyzet. Csinanban (Santung tartomány fővárosa) például az 1990. évi census adatai arra világítottak rá, hogy míg az 1950-es években kialakított nyilvántartási (regisztrációs) rendszerben a születések 44 százalékát, addig a születéstervezési jelentések elkészítésekor az 52 százalékát hagyták figyelmen kívül. (A szűken vett városi népességet tekintve jobb volt a helyzet, esetükben e két adat 13 és 25 százalék volt.⁵) A folyamatosnak tekinthető aluljelentések a népi eltitkolást és a kádermanipulációt bizonyítják, a büntetések és a statisztikai módszerek finomodása ellenére is növekvő tendenciájú adateltérések tapasztalhatók. Míg a második és a harmadik census (1982, 1990) adatai alapján a háztartási regisztráció és a születéstervezési jelentések közötti különbség több mint 54 millió fel nem jegyzett születés volt, az 1990–1999 időszakban a születéstervezési adminisztráció és az NBS adatai között már 57 milliós különbség mutatkozott. Különösen a hagyományosan agrártúlsúlyú tartományokban voltak kiugróan magas, négy-tízszerez különbségek. Mindebből az következik, hogy a statisztikákban szereplő születésszám jelentős mértékben találgatáson, becslésen alapul.

Hasonló bizonytalanságok jellemzik azokat a statisztikákat is, melyek az országon belül migráló, sok tízmillió személyre vonatkoznak. E bonyolult probléma egyik oka a censusok és a mikrocensusok meghatározásainak állandó változtatása, ami a kínai statisztika más területein is jelentkezik és megnehezíti az adatok összevetését. (Így például megváltoztatták a migránsok esetében a városokban való tartózkodás időtartamát (fél, egy év vagy több), a távolságot és a regisztrációs státust.) Ráadásul

⁵ A városi össznépességbe a környező falusi ellátó területek népességét is beleszámítják.

a migránsokra vonatkozó adminisztráció, információfeldolgozás csaknem tucatnyi bürokratikus ághoz tartozik.

Politikailag érzékeny témának számít a munkanélküliség, amit jól jelez az is, hogy eleinte még a létét is „megkerülték”. A statisztikai évkönyvekben ugyanis a „foglalkoztatásra váró városi személyek” megjelölést használták, és csak az 1994. évi évkönyvben jelent meg először a „munkanélküli” fogalom. Az NBS városi munkanélküliségre irányuló felmérései erősen alábecsülték a munkanélküliség mértékét. 1994-ben és 1995-ben a valós munkanélküliségi ráta 3,5 és 4 százalék volt, míg a kiadványokban 2,8 és 2,9 százalék szerepelt. (A különbség fő oka, hogy a hivatalos adatokban csak a regisztrált munkanélkülieket vették figyelembe (*Rawski* [2001a]). Az 1990-es évek második felétől megemelkedett a munkanélküliség aránya és a társadalmi stabilitással való közvetlen összefüggése miatt előtérbe került a gazdaságpolitikában. Ez utóbbi következtében a hivatalos kiadványokban irreálisan alacsony munkanélküliségi ráták szerepeltek. *Hu Angang* neves kínai közgazdász például 1997-ben a városi munkanélküliségi rátát 5,7–7 százalékra becsülte, szemben a hivatalos 3,1 százalékkal. Azonban még az ő adatai is alacsonyabbak voltak a valós értéknél, mert nem vette számításba a városi nyilvántartással (regisztrációval) nem rendelkező migránsokat, valamint a bezárt gyárak „tétlen” munkásait, akiknek számát már 1995-ben 7 millióra becsülték (*Rawski* [2001a]). A hivatalos statisztikák helyett a kínai közgazdászok – többnyire egy-egy ágazatra vagy területre vonatkozó – konkrét tanulmányai nyújtanak hiteles információt a munkanélküliség nagyságáról.

A szegénységi statisztika is a politikailag közvetlenül érintett területek közé tartozik, ezért adatai torzítottak, manipuláltak. A vezetés rendkívül érzékenyen reagál arra a feltevésre, hogy még nem számolták fel a széleskörű szegénységet, ami a rendszer elismerését is érinti. A reformidőszak kezdetén, 1978-ban, a szegények számát 250 millióban, a falusi népesség 33 százalékában adták meg, amely 2000-re 32 millióra, 3 százalékra csökkent (*Park–Wang* [2001], *Ravallion–Chen* [1999]). Az évek során tehát a szegények számának dinamikus csökkenését mutatták ki, 1993-ban pedig meghirdették a „nyolc-hét” tervet, amelynek keretében a még megmaradt 80 millió szegényt akarták „megszabadítani szegénységétől” a 2000-ig hátralevő hét év során. (Az előbbi adat jelzi, hogy minden – részben statisztikai – erőfeszítés ellenére e terv nem sikerült.) A hivatalos szegénységi szintet először 1994-ben jelentették be, addig ad hoc becsléseket, illetve országos mintavételeket végeztek. A megélhetési költségeket élelmiszer- és nemélelmiszer-jellegű kiadásokra osztották, eleinte 2400 kilokalóriában határozva meg a napi szükségletet (ez nemzetközileg is magas, a Világbank is 2150 kcal-t használ), amit 1998-ban 2100 kilokalóriára módosítottak. Az NBS a szegénységi szint számításánál – a legtöbb ország gyakorlatától eltérően – jövedelmi adatokat használt a kiadási adatok helyett, holott az utóbbiak is rendelkezésre álltak, és csak 1998 után tért át mindkettő alkalmazására.⁶

⁶ A Világbank szegénységi számításainál a kiadási adatok használata a jövedelmiek helyett körülbelül 10 százalékkal magasabb létszámot mutatott.

A következőkben a teljességre való törekvés igénye nélkül említénék néhány megoldást a szegénységstatisztika „eltérítésére”. A kínai számítások szerint a gabona az élelmiszerkiadások 88 százalékát teszi ki, holott ez csak körülbelül 70 százaléka a tényleges kiadásoknak. A gabona viszonylag olcsó kalóriaforrás, így a túlsúlyozással lefelé téríti a szegénységi vonalat és a szegénységi szint „alulbecslését” eredményezi. Hasonló eredménnyel járt az is, hogy 1990 előtt a saját termelésű fogyasztási cikkeket a piaci árak helyett a jóval alacsonyabb tervárakon számolták. A nemélelmiszerkiadásoknál ezek arányát 1998 előtt 40 százalékban határozták meg, ami nem alapult a kínai fogyasztási sémák empirikus elemzésén. Majd 1998-ban ezt hirtelen 17 százalékra csökkentették, ami valószínűleg alábecsült, a következménye viszont az előzőkhöz hasonló. Csak kismértékben veszik figyelembe emellett a regionális árdifferenciákat (amelyek a fogyasztói kosárnál 20 százalékot is meghaladó különbségeket okoznak), és ezért a statisztika eltúlozza a szegénység koncentrációját a szegényebb vidékeken.

Ilyen és hasonló okok nagy valószínűséggel a falusi szegénység mértékének alulbecsléséhez és a szegénység csökkenésének túlbecsléséhez vezetnek. Az eltéréseket elsősorban a jövedelemadatok kiadási adatok helyetti használata és a szegénységi kritériumok megállapításának hiányosságai idézték elő. Különösen az 1990-es években vált a városi szegénység tömeges méretűvé (részben a tömeges elbocsátások következtében), amelyről hosszú ideig nem vettek tudomást. A rájuk vonatkozó statisztika legalább akkora nehézségekkel és manipulációs lehetőségekkel küzd, mint a falusi szegénység mérése. (A szegénység problémájára, a becslések kérdését is érintve lásd *Jordán* [2007]).

Csak röviden érinteném két gazdasági terület, az energia- és a szállítási szektor statisztikai problémáit, amelyek Rawski felvetéseiben szintén szerepeltek. Az energiafelhasználás általában szoros korrelációt mutat a GDP növekedésével, ezért volt meglepő az 1990-es évek végén – erős gazdasági növekedés mellett – az energia- (főleg szén-)termelés és felhasználás váratlan visszaesése. Ez az energiastatisztika 1990-es évek közepétől tapasztalható minőségi hanyatlását is jelezte (*Sinton* [2001]), mely a következő okokra vezethető vissza. A tartományi jelentéseken alapuló adatok felülvizsgálatára és korrekciójára rendszerint a következő évben kerül sor. A termelésstatisztika esetén ez a fogyasztói statisztikánál általában kisebb mértékű kiigazítást takar, mivel könnyebb információkat gyűjteni a viszonylag kisszámú energiatermelőtől, mint a fogyasztók óriási tömegétől. A korrekció mértéke az idők folyamán növekedett: míg az 1997. és 1998. évi előzetes felhasználási adatokat közel 3 százalékkal csökkentették, az 1999-re vonatkozókat már mintegy 7 százalékkal emelték. (Ez csak tovább növeli az NBS elsődleges adatainak megbízhatóságával kapcsolatos bizonytalanságot.) Statisztikai szempontból különösen gyanús a széntermelés és felhasználás közötti növekvő „szakadék”. 1999-ben és 2000-ben Kína 195 és 175 millió tonnával több szenet fogyasztott, mint termelt, miközben 99 millió tonnát exportált. A készlet

ugyanakkor a 2000. év végére körülbelül 100 millió tonnával, vagyis az exporttal nagyjából azonos mértékben csökkent. E két év felhasználása és termelése közötti összesen 370 millió tonna különbséget nem lehet a kereskedelem hanyatlásával vagy a készletcsökkenéssel magyarázni, hiszen világos, hogy ez esetben nem jelentett termelésről van szó. 1998-ban a kínai kormány ugyanis kampányt indított a gazdaságtalanul termelő, primitív technológiájú, kis bányák bezárására, melynek eredményeként a jelentések szerint az 1997-ben működő 74 ezer ilyen bányából 46 ezret bezártak. Számos esetben azonban csak névlegesen zárták be vagy újranyitották őket. E bányák többségében nem országos, hanem helyi piacokra termelnek – mint látjuk, nem egyszer illegálisan –, így termelésük a statisztika számára láthatatlan. De pontatlan a felhasználói oldal statisztikája is, hiszen például a rendkívül nagyszámú és energiaigényes kisméretű cementgyár felhasználását az adatgyűjtés szintén nem tudja nyomon követni.

A szállítási szektor statisztikájának elkészítését az nehezíti, hogy mind a személy-, mind a teherforgalom a vasútról a közútra helyeződik át (*Huenemann* [2001]). A reformidőszakban a következő három változási tendencia eredményezte a szállítás volumenének csökkenését:

1. A nehéziparban igyekeztek csökkenteni a szállítás előtti súlyt (például szénmosás, a rönkfa fűrészárúvá alakítása, ásványok koncentrációja, olvasztása stb.)

2. A gazdasági növekedés elsősorban egy viszonylag körülhatárolható régióban, a part menti területeken volt gyorsabb, szemben a belső, ritkábban lakott tartományokkal. Ez általában csökkentette a teljesítménnyel arányos tonnakilométerek számát, bár bizonyos nyersanyagokat (például gyapotot a tengerparti textilgyáraknak) a belső területekről kellett szállítani.

3. A GDP struktúrája változik: a nehézipar és a mezőgazdaság szerepét egyre inkább a könnyűipar és a szolgáltatások veszik át. (Meg kell jegyezni azonban, hogy a mezőgazdaság szállítási igénye meglepően kevés.)

E három trend együttesen idézheti elő a szállítás volumenének időszakonként ismétlődő csökkenését. A vasútról a közútra való áttérést az magyarázza, hogy a vasúti kapacitás bővítése nem tartott lépést a kereslettel, ugyanakkor a vasút emelte díjait és tarifáit. A statisztikai tévedések a szállításhoz felhasznált üzemanyag-mennyiségre vonatkozó adatoknál tűnnek különösen szembe, melyek a szállításstatisztikákban közölt növekedési ütemnél magasabb értékeket mutatnak. A nyersolajfogyasztás növekedési rátája az 1990-es évek első felében évi 11,2 százalék volt, ami sokkal gyorsabb ütemű növekedést mutat, mint a személy- és teherszállítás növekedésének sú-

lyozott rátája. E kettő közötti különbség különösen 1995 és 1998 között volt kirívó, amikor a nyersolaj-fogyasztási ráta évi 14 százalékkal növekedett. Elvileg az üzemanyag-felhasználás hatékonyságának nagyarányú romlása magyarázatul szolgálhatna e lényeges eltérésre, de éppen ezekben az években javult a járműpark üzemanyag-hatékonysága a modernebb járműtípusok tömeges rendszerbe állításának köszönhetően. Ebből ezért csak az a következtetés vonható le, hogy a statisztikában az utas- és tonnakilométerek, valamint ennek következtében a forgalom jelentős része nem jelenik meg.

5. Válasz Rawski kételyeire

Az előzőkben tárgyalt területeken tapasztalt ellentmondások Thomas G. Rawski kiindulásként tárgyalt elemzéséhez hasonlóan komoly kételyeket ébresztenek a kínai statisztika megbízhatóságát illetően. Holz [2003] ezzel szemben magyarázatot próbált adni a Rawski által kifogásolt adatokra, illetve az eltérések okaira, de nem az adatok helyességének igazolása, hanem az országos szintű hamisítás szándékának kétségbe vonása céljából. Fő ellenérve az volt, hogy a Rawski által ellenőrzésként használt változók nem ugyanazokat a termelési tevékenységeket fedik le, mint az összteljesítmény-adatok. Ugyanakkor azt ő is hangsúlyozta, hogy az 1998. évi statisztikai törés miatt a közvetlenül jelentő iparvállalatok adatai nem összevethetők. Az iparban felhasznált energia csökkenését Holz szerint az magyarázza, hogy a statisztika – mint erre az évkönyv is utalt – mellőzte az egyéni- és magántulajdonú ipari vállalatok energiafogyasztását, márpedig ezek az ipar bruttó teljesítményének több mint 18 százalékát állították elő 1999-ben. Vagyis az energiastatisztika nem tartalmazta az ipari termelés közel egyötödéért felelős egységeket, és emiatt megalapozatlan az energiafogyasztás és az ipari teljesítmény összevetése. Rawskinak az ipari termékek mennyiségére vonatkozó kételyeit illetően Holz felhívja a figyelmet, hogy az iparstatisztikai évkönyv csak a közvetlenül jelentő iparvállalatok adataira korlátozódik. Például a cementgyártás jelentős része kisméretű helyi vállalatoknál folyik, amelyek nem tartoznak a közvetlenül jelentő vállalatok közé. Az eltérés másik fontos okaként egyrészt azt hozza fel, hogy az egyes tartományok eltérő és gyakorta módosított szabályokat alkalmaznak a különböző termékek termelésének felmérésénél: egyes években nem minden vállalat termelését veszik figyelembe, vagy becsléssel állapítják meg a teljesítményt. Másrészt időnként ugyanazon a tartományon belül is termékről termékre változtatják a gyártó vállalatok számításba vett körét. Így annak, hogy egyik évről a másikra a sótermelés 27 százalékkal, a konzervgyártás 39 százalékkal, a porszívógyártás pedig 35 százalékkal esett vissza az a magyarázata, hogy 1998-ban

megváltozott az előbbi értelemben vett terjedelem: míg korábban valamennyi vállalat teljesítményét, most csak a közvetlenül jelentőkét öleli fel. E szerző szerint a teherszállítás és a teljesítmény közötti erős kapcsolat feltételezése logikailag hibás, mivel túl sok egyéb tényező is számításba jöhet (például az ipar részesedése a GDP-ben, a gazdaság növekedésének földrajzi koncentrációja, valamint a hazai és a nemzetközi kereskedelem sémái stb.). A vasút centralizált jellege miatt a teherszállítási adatok megbízhatók, ugyanez azonban nem mondható el a vízi és különösen a közúti szállításról. Ez utóbbiban gyorsan nőtt a magánszállítók részesedése, amit a magánkézben levő teherautók számának növekedése is érzékeltet: míg 1985-ben 265 ezer teherautó volt magántulajdonban, 1998-ban már 19,2 millió. *Huenemann* [2001] tanulmányában szintén azt állapította meg, hogy a magán-teherautók teljesítményét lehetetlen számba venni, vagyis a közúti teherszállítás adatai az 1990-es években jórészt alábecsültek voltak. A szállításra vonatkozó tartományi adatok is erősen kétségesek. Az országos adatok részben azért különböznek jelentősen (ez esetben is) a tartományok összesített adataitól, mert a szállítási szolgáltatásokat nem lehet pontosan felosztani a tartományok között. Ezen kívül minden évben egy-két tartomány erősen kétségbe vonható, akár több száz százalékot is kitevő növekedési rátát mutat ki, melyek szokásos „tettese” a vízi szállítás, amely persze kikötőépítéstől is függhet.

Carsten A. Holz az előzőkben röviden ismertetett (rendkívül gazdag tényanyagra épülő) tanulmányában amellezt érvel, hogy a Rawski által használt három független mutató nem alkalmas a kínai GDP hamisításának igazolására. Ez azonban távolról sem jelenti azt, hogy az NBS becsületes a statisztikai jelentéseiben. Holz amellezt foglal állást, hogy a hamisított adatok hatóköre csak korlátozott, melyre logikai érveket hoz fel: a tudatos hamisítás azt feltételezi, hogy az NBS pontos adatokkal rendelkezzen, és hamisítottakat tegyen közzé. Ám semmiféle bizonyíték nincs arra vonatkozóan, hogy kétféle statisztikai évkönyv létezne, hiszen ez előbb vagy utóbb úgyis kiderült volna. A szerző ehhez kapcsolódó másik indoka, hogy roppant nehéz széleskörű, ugyanakkor konzisztens adatokat előállítani.

6. A GDP-adatok utólagos kiigazítása

A GDP esetén más volt a helyzet: az NBS – mint már jeleztem – a tartományi összesített adatoknál kisebb országos aggregált adatokat tett közzé, miközben nem ismerhette, hogy a tartományi adatok mennyire „felduzzasztottak”. Az NBS különböző módon – például az előbb említett iparstatisztika által számba venni kívánt vállalkozás kijelölésével – határozhatja meg a GDP kiigazításának irányát és mértékét. A teljesítményi és gazdasági növekedési adatok tehát kevésbé megbízhatók.

Ezt a megállapítást teljes mértékben visszaigazolta az NBS 2006. január 9-én tett bejelentése, amely az 1993–2004-es időszak GDP adatainak revíziójára vonatkozott, a 2004-es gazdasági census alapján. A revízió érintette az egész gazdaság, valamint az egyes szektorok teljesítményértékeit. Ennek eredményeként a 2004. évi GDP adatot 16,8 százalékkal felfelé módosították (Holz [2006], [2008]). A tartományi összesített adatok és az országos GDP-adat között az 1996 óta tapasztalt folyamatos növekedés eredményeként 2004-re már 19 százalék volt az eltérés. A növekedés egybeesett a helyi adatok hamisításáról szóló, 1997 és 2001 között elkészített beszámolók adataival. A felülvizsgálat eredményeképpen született 2004. évi GDP-adat 16,8 százalékkal magasabb volt az eredeténél. A növekedés nagy része a tercier szektor hozzáadott értéke majdnem 50 százalékos emelésének köszönhető. Míg a primer szektor hozzáadott értékének éves revíziója az 1993–2004 közötti időszakban 1 százalék alatt maradt, az iparé kevesebb, mint 4 százalék, az építőiparé viszont 9,2 százalék (sic!) volt. (Megjegyzendő, hogy a gazdasági census 2004. és 2005. évi tartományi GDP értékeinek összege 4,8, illetve 8 százalékkal volt magasabb, mint az országos census adata. Vagyis a tartományi összesített adatok és az országos adat közötti eltérés továbbra is fennáll.)

A 2004-es gazdasági census és a GDP végrehajtott revíziója alapján feltételezhető, hogy a tartományi GDP értékek pontosabbak voltak, mint az országos adatok. A tartományok tehát nem jelentettek nagyobb hozzáadott értékét a tercier szektorban, mint ahogy azt az NBS állította, hanem a valósnál kisebb adatot adtak meg. Ugyanakkor az NBS nem változtatta meg a primer és szekunder szektor reálnövekedési rátáit a korábban publikáltakhoz képest, ami – mivel valószínűtlen, hogy az NBS-nek az éves revízióhoz új áradatok álltak volna rendelkezésére – az NBS azon döntését tükrözi, hogy a nominális adatokat nem engedi tükröződni a reálnövekedési rátákban. A módosításokat csak a tercier szektor esetében hajtotta végre. Ennek következtében a revízió általános hatása a reál GDP-növekedésre kisebb volt, mint amilyen a census adatai alapján lett volna: az 1992 és 2004 közötti időszakra publikált 9,4 százalék helyett az éves növekedés 9,9 százalék lett. Tehát évi 0,5 százalékponttal emelték a valószínű 1,3 százalékpont helyett.

A kiadásalapú GDP-számításban, amely Kínában nem hivatalos GDP-számítási forma a hivatalos termelési és jövedelmi megközelítés mellett, az NBS 1978-ig viszszaemlékezve minden nominális értéket megváltoztatott. A felülvizsgált kiadási megközelítési érték 1,1 százalékkal alacsonyabb volt 1978-ban és 2,4 és 2,3 százalékkal magasabb 1992-ben és 2004-ben. A kiadásalapú GDP-t 2004-re 12,6 százalékkal emelték meg. Ez két dolgot foglalt magába:

1. a végső fogyasztás 15,4 százalékkal „felfelé igazítását”, amely viszont egyrészt a háztartási fogyasztás 8,2 százalékos, másrészt a kormányzati fogyasztás 41,1 százalékos (sic!) korrekcióját (emelését)

jelentette. (A háztartási fogyasztáson belül a falvak fogyasztását 26,6 százalékkal lefelé, a városi lakosságét viszont 31,9 százalékkal felfelé módosították.)

2. a bruttó tőkeképzést 10 százalékkal felfelé korrigálták, amely tükrözte a bruttó állótőkeképzés 4,4 százalékos és a készletbefektetés 673,2 százalékos (sic!) felfelé történő revízióját. Az elképesztő méretű módosítások alapján joggal megkérdőjelezhető a kiadási megközelíté-
sű GDP-számítás (is).

A 2006-os revíziót megelőző években az NBS többször utalt a terciér szektor hozzáadott értékének aluljelentett országos adataira, ami azt veti fel, hogy – legalábbis ebben az időszakban – tudatosan jelentettek hamis GDP-adatokat. Ugyanakkor az NBS nem volt képes vagy nem volt hajlandó megfelelő magyarázatot adni arra, hogy miképpen hajtotta végre a 2006-os revíziót, mikor történt és milyen mértékű volt a statisztikai törés. Az NBS, mivel a primer és szekunder szektor reálnövekedési rátáit nem módosította, leleplezte önállótlanágát és a politikai propaganda eszköze-
nek szerepébe „lavírozta magát”: különböző megfontolások alapján nem kívánta a GDP magasabb növekedését kimutatni.

Nincs semmi biztosíték arra sem, hogy a 2006. évi kiigazítás utáni statisztikák már pontosabbak és megbízhatóbbak lennének. Erről tanúskodik például a *China Daily* egy 2007. januári száma, amelyben az egyik cikk írja hosszasan panaszkodik a hamisítá-
sokról, és központi kormányzati intézkedést ígér, hogy „megállítsák a csökön-
yös tartományokat gazdasági növekedési adataik meghamisításában.” (www.chinadaily.com.cn/china/2007-01/20/content_788285.htm). Egy szakértőt idézve utal a továbbra is fennálló problémára: „Gyakran megtörténik, hogy a helyi kormányok beavatkoznak az elszámolásokba, hogy jobb színben tűnjenek fel, mint amilyenek ténylegesen”. Az NBS egyik vezetőjének egy konferencián tett kijelentése szerint a falusi kormányok „rengeteg hamisított információt” szolgáltatottak Pekingnek, amikor gazdasági adatokat gyűjtöttek. „Néhány cenzusfelvevő nem követte a gyűjtési eljárásokat és valótlán adatokat rögzített, hogy biztossá tegye a hivatalos célok elérését.” Hasonló aggályokat mások is megfogalmaztak, többek között a 2004. évi cenzussal kapcsolatban, amelyre a legutóbbi kiigazítás alapult. A problémákat azonban aligha fogja teljes mértékben orvosolni az bejelentés, hogy az NBS 2006 végére mind a 30 tartományban saját felmérő csoportokat alakít.

*

A távolról sem teljes áttekintés aligha nyújt megnyugtató képet a kínai statisztiká-
ról. (Külön tanulmányozást igénylő terület a katonai költségvetés, ahol államtitkok és egyéb megfontolások miatt teljesen nyilvánvaló az adatok valóságtól való eltérése.)

E statisztika minden időszakban keveréke volt a pontos, megbízható adatoknak, a felkészületlenségből, a gyorsan változó körülményekből stb. fakadó tévedéseknek, valamint a különböző meggondolásokból (például politikai vagy karrierszempontok) származó tudatos hamisításoknak és ferdítéseknek. A Kínával foglalkozó szakértőknek, elemzőknek ezzel az „eleggyel” kell (kellett) dolgozniuk – sokszor kénytelen-kelletlen – elfogadva a hivatalos kínai adatokat. Ugyanakkor mindenkor tudatában kell lenniük annak is, hogy a kínai statisztikák csak kevésbé pontosak és megbízhatóak. Az adatok „óvatos” kezelésére vonatkozó intéseket azonban nem mindig lehet figyelembe venni, hiszen kontrollálható forrásból származó egyéb adat áll rendelkezésre.

Irodalom

- BERTHELSEN, J. [2003]: China's GDP Figures: Are They Bogus? *Asia Times*. <http://www.atimes.com/atimes/China/EB06Ad01.html>
- Detailed Rules for Implementation of Statistics Law of Peoples's Republic Of China* [1987]. http://www.stats.gov.cn/english/lawsandregulations/statisticalregulations/t20020402_16462.htm
- HERRMANN-PILLATH, C. – KIRCHERT, D. – JIANCHENG, P. [2002]: Prefecture-level Statistics as a Source of Data for Research into China's Regional Development. *The China Quarterly*. 72 kötet. 956–985. old.
- HOLZ, C. A. – LIN, Y. [2001]: The 1997-1998 Break in Industrial Statistics. Facts and Appraisal. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 303–316. old.
- HOLZ, C. A. [2002]: Institutional Constraints on the Quality of Statistics in China. *China Information*. 16. évf. 1. sz. 25–67. old.
- HOLZ, C. A. [2003]: „Fast, Clear and Accurate”: How Reliable are Chinese Output and Economic Growth Statistics? *The China Quarterly*. 173 kötet. 122–163. old.
- HOLZ, C. A. [2005]: OECD – China Governance Project. The Institutional Arrangements for the Production of Statistics. *OECD Statistics Working Papers*. 1 sz. 49. old.
- HOLZ, C. A. [2006]: *Revisions to China's GDP Data Following the 2004 Economic Census: More Questions than Answers?* SSRN Social Science Research Network. <http://repository.ust.hk/dspace/bitstream/1783.1/2525/2/CarstenHolzChinaEconomicCensus0427May06.pdf>
- HOLZ, C. A. [2008]: China's 2004 Economic Census and 2006 Benchmark Revision of GDP Statistics: More Questions than Answers? *The China Quarterly*. 193. kötet. 151–163. old.
- HUENEMANN, R. [2001]: Are China's Recent Transport Statistics Reliable? *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 368–372. old.
- JORDÁN GY. [2007]: A kínai gazdasági reform árnyoldalai: a növekvő egyenlőtlenségek. *Valóság*. 50. évf. 11. sz. 12–29. old.
- JORDÁN GY. – TÁLAS B. [2005]: *Kína a modernizáció útján a XIX-XX. században*. Napvilág Kiadó. Budapest.
- MADDISON, M. [2007]: *Chinese Economic Performance in the Long Run. 960-2030 AD*. OECD Development Centre Studies.

- NATIONAL BUREAU OF STATISTICS [2005]: *Another 15 Years Rapid Growth in China*. Beijing.
- PARK, A.– WANG, S. [2001]: China's Poverty Statistics. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 384–398. old.
- RAVALLION, M. – CHEN, S. [1999]: When Economic Reform is Faster than Statistical Reform: Measuring and Explaining Income Inequality in Rural China. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61. évf. 1. sz. 33–56. old.
- RAWSKI, T. G. – XIAO, W. [2001]: Roundtable on Chinese Economic Statistics Introduction. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 298–302. old.
- RAWSKI, T. G. [2001]: What is Happening to China's GDP Statistics? *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 347–354. old.
- RAWSKI, T. G. [2001a]: China by the Numbers: How Reforms has Affected China's Economic Statistics. *China Perspectives*. 9. évf. 33. sz. 25–34. old.
- RAWSKI, T. G. [2001b]: What's Happening to China's GDP Statistics? *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 347–354. old.
- RAWSKI, T. G. [2001c]: *China's GDP Statistics – A Case of Caveat Lector?*
www.pitt.edu/~tgrawski/papers2001/caveat.web.pdf
- SHARPING, T. [2001]: Hide-and-peek China's Elusive Population Data. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 323–332. old.
- SINTON, J. E. [2001]: Accuracy and Reality of China's Energy Statistics. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 373–383. old.
- Statistics Law of the People's Republic of China* [1983].
http://www.stats.gov.cn/english/lawsandregulations/statisticalaws/t20020329_15257.htm.
- WIEMER, C. – TIAN, X. [2001]: The Measurement of Small-scale Industry for China's GDP Accounts. *China Economic Review*. 12. évf. 4. sz. 317–322. old.
- XUE, S. [2004]: China's Statistical System and Resources. *Journal of Government Information*. 30. évf. 1. sz. 87–109. old.

Summary

The Chinese statistical system has met with innumerable vicissitudes since 1949. The fact that the political system used – and in certain aspects still uses – the statistics as a policy instrument and subordinated it to its actual aims, was added to the difficulties arisen from verdancy, skills shortages, general incompetence, etc. At the same time, the gradual transition from centralized planned economy to market economy also represented a serious challenge for the statistical system.

This study analyzes the contradictions of industrial and GDP statistics following a short summary of the history and some characteristics of the Chinese statistical system. Based on *T. G. Rawski's* and others' clashing options, the author points out the problems of Chinese statistics, calling for the data users' vigilance and criticism. The paper covers the statistics of such politically sensitive fields, like unemployment, birth control, and poverty.

Györfy Balázs,
a KSH vezető főtanácsadója
E-mail: balazs.gyorffy@ksh.hu

Világméretű vásárlóerőparitás-számítás

Mostanában adta közre a Világbank a Nemzetközi Összehasonlítási Program (International Comparison Program – ICP) 2005. évi fordulójának eredményeit. A program jelentőségét érzékelteti egyrészt, hogy ilyen méretű nemzetközi együttműködésre még nem volt példa a nemzetközi összehasonlítási programok történetében (valószínűleg más statisztikai együttműködések tekintve sem), másrészt az ezt megelőző utolsó hivatalosan elismert fordulóra még 1985-ben került sor.

Mielőtt a program bemutatására térnénk, tegyünk egy rövid kitérőt az egyes fogalmak meghatározására. Nemzetközi Összehasonlítási Programnak azt a statisztikai együttműködést nevezzük, amely a bruttó hazai termék felhasználási összetevőire jellemző reprezentáns termékek és szolgáltatások ármegfigyeléséből kiindulva különböző szintű vásárlóerő-paritások számítását tűzi ki célul. Az árak megfigyelésére a programban részt vevő országokban kerül sor, egyeztetett módszertan és egységesített termék- és szolgáltatási kosár alapján. A vásárlóerő-paritás területi árindexet jelent, amellyel a nemzeti valutákban kifejezett bruttó hazai terméket, vagy annak belső felhasználási aggregátumait deflálva azonos árszínvonalon mért, és azonos valutában kifejezett volumeneket kapunk az egyes országok között végzett összehasonlítás számára.

A vásárlóerő-paritást a legegyszerűbb formában egyetlen termék vagy szolgáltatás országonként megfigyelt áraiból kiindulva lehet értelmezni. Ebben az esetben a vásárlóerő-paritás az országok adott termékre vagy szolgáltatásra jellemző, nemzeti valutában kifejezett árainak egymáshoz való arányát fejezi ki. A statisztikai munka céljaira nem termékenkénti, hanem termékcsoportszintű vásárlóerő-paritást alkalmazunk. A termékek és szolgáltatások sokaságán belül az azonos vagy hasonló rendeltetés szempontja alapján képezzük a csoportokat.

Vásárlóerőparitás-számítás, a jelenleg is alkalmazott elvek alapján, az 1950-es évek közepe óta létezik. Az Európai Gazdasági Együttműködés Szervezete (az

OECD elődje) 1954-ben készített a szervezethez tartozó néhány országra kísérleti számításokat vásárlóerő-paritásokra.

Az 1960-as években a vásárlóerőparitás-számítás az ENSZ hivatalos programjává vált. Ekkor kapta az együttműködés a Nemzetközi Összehasonlítási Program elnevezést. Az ENSZ által koordinált felvételek 1985-ig rendszeres időközönként ismétlődtek. Különleges helyzetet teremtett az 1993. évi nemzetközi összehasonlítási forduló, annak eredményeit ugyanis nem fogadta el az ENSZ Statisztikai Bizottsága hivatalos adatokként. Nem valósult meg megfelelő módon a regionálisan számított eredmények összekapcsolása, továbbá a bruttó hazai termék belső felhasználási összetevői szerinti tartalmi lefedettség sem volt kielégítő. Ennek következtében a jelenlegi és az utolsó hivatalos eredményeket hozó 1985. évi összehasonlítási forduló között két évtizedes szünet következett be.

A történeti áttekintéshez hozzátartozik a Nemzetközi Összehasonlítási Programmal párhuzamosan folytatott vásárlóerőparitás-számítások megemlítése is. Az OECD, illetve elődszervezete indította el a számításokat, és a mai napig folytatja ezt a tevékenységet. Az Eurostat által vezetett Európai Összehasonlítási Program 1980-ban indult el, és egyre bővülő országgörrel, mind a mai napig folytatódik. A KGST az egykori szocialista országokra vonatkozóan 1959-től folytatott vásárlóerőparitás-számításokat.

Magyarország először 1959-ben vett részt vásárlóerőparitás-számításban, az említett KGST-együttműködés keretében. Az ENSZ által irányított felvételeknek Magyarország a kezdetektől közreműködője volt, mint ahogy az 1980-as évektől résztvevője volt az OECD által szervezett összehasonlításoknak is. Az Európai Összehasonlítási Programban 1999-től működünk közre.

Visszatérve e cikk szűkebb témájához, a 2005. évi Nemzetközi Összehasonlítási Programhoz, először tekintsük át a program előkészítését, illetve előzményeit. Az 1993. évi sikertelen összehasonlítási fordulót követően a program szakmai és ennek következtében finanszírozási válságba került. Megszakadt a felvételek időszakonkénti rendszeressége. A Nemzetközi Összehasonlítási Program fenntarthatóságával kapcsolatban *Jacob Rytén*, a Kanadai Statisztikai Hivatal korábbi alelnöke készített egy tanulmányt az ENSZ Statisztikai Bizottsága számára. Az ő javaslatai alapján hozta meg döntését 2002-ben az ENSZ Statisztikai Bizottsága a Nemzetközi Összehasonlítási Program újbóli elindításáról. A döntést megelőzően kiterjedt szervező munkát kellett elvégezni, melynek egyik célja a program finanszírozhatóságának felmérése volt. Ki kellett alakítani továbbá a program globális irányítását ellátó szervezetet. A program irányítását ellátó központot a Világbank szervezetén belül állították fel. A Világbank irányító szerepét egyrészt az indokolta, hogy ez az intézmény vált a program egyik legnagyobb pénzügyi támogatójává, másrészt az is közrejátszott, hogy a Világbank tevékenysége folytán elsődlegesen érdekelt az eredmények felhasználásában.

A Világbankon belül felállított operatív irányító testület a „Globális Hivatal” elnevezést kapta, ennek élén a globális menedzser állt. Létrehozták a programmal kapcsolatos stratégiai döntéshozó szervezetet, a Végrehajtó Bizottságot, amely felügyeleti jogkört is gyakorolt a program operatív végrehajtó apparátusa felett. A bizottságba a legnagyobb szponzorok, a közreműködő nemzetközi szervezetek, valamint a részt vevő országok delegáltak tagokat.

Megalakult egy szakértőkből álló tanácsadó testület is, amely „Technikai Tanácsadó Csoport” néven működött.

A Nemzetközi Összehasonlítási Program globális irányító testületei nem álltak közvetlen kapcsolatban a nemzeti statisztikai intézményekkel. A közreműködő országokat térségekbe sorolták, a térségekbe tartozó nemzeti statisztikai intézmények tevékenységét regionális ügynökségek koordinálták. Az egyes térségeken belül került sor az adatfelvételek tervezésére, a minták összeállítására, az összeírásokra, a validálásokra, továbbá a regionális szintű eredmények számítására.

A feladatok regionális szervezése egyrészt kezelhetőbbé tette a szervezési feladatokat, másrészt az összehasonlítások első körében földrajzilag homogénebb országcsoportokon belül lehetett megvalósítani az adatgyűjtéseket. A regionális szintű koordinációt különböző térségi intézmények, fejlesztési bankok látták el. A 2005. évi Nemzetközi Összehasonlítási Program során az alábbi térségekbe osztották be a közreműködő országokat:

- Afrika,
- Ázsia és Csendes-Óceánia,
- Nyugat-Ázsia,
- Független Államok Közössége,
- Dél-Amerika,
- OECD-Eurostat együttműködésben részt vevő országok.

Összességében 146 gazdaság – ebből 144 önálló ország – esetében került sor vásárlóerő-paritás számítására (két Kínához tartozó terület, Hongkong és Makaó adatai a Világbank számításaiban önállóan jelentek meg).

Mind az országok számát, mind az egyes kontinenseken belül a földrajzi lefedettséget tekintve a 2005. évi lett a valaha volt legkiterjedtebb nemzetközi összehasonlítási program.

Az OECD–Eurostat együttműködésben részt vevő országok helyzete speciális volt. Ebben az országcsoportban a Világbank által szervezett felvételtől függetlenül is működött saját regionális program. Az Eurostat irányítása alatt 37 európai ország évenként szolgáltat adatokat vásárlóerő-paritás számításához. Az Európán kívüli hét OECD-tagország, továbbá Oroszország és Izrael háromévente végez adatgyűjtéseket az OECD szervezésében, amellyel csatlakoznak az Eurostat által folytatott felvételekhez.

Ezek a Világbank 2005. évi összeírásától függetlenül folytatott programok a felhasznált adatokat tekintve kiterjedtebbek voltak, mint a világbanki felvételek. Az OECD–Eurostat együttműködésben részt vevő országoknak a világbanki összeírás nem volt külön feladat, és a lebonyolítás sem igényelt a rendszerestől eltérő intézkedéseket. A saját céllal folytatott számítási eredményeket az Eurostat és az OECD a világbanki program rendelkezésére bocsátotta.

Oroszország helyzete szintén sajátos volt, mivel két régió tevékenységében is részt vett. Közreműködött az OECD által szervezett összeírásokban, és meghatározó koordinátori szereppel résztvevője volt a Független Államok Közösségébe tartozó országok együttműködésének is. Az adatfelvételek 2005 folyamán minden régióban lezajlottak. Az adatgyűjtéseket mindenhol ellenőrzési, úgynevezett „validációs” eljárás követte. A térségi szintű eredményeket az egyes regionális ügynökségek továbbították a Világbank által felállított Globális Hivatal felé.

Ezt követően a regionális szintű vásárlóerő-paritásokat globális szintű adatokká kellett átszámítani. Ennek céljából egy különálló, interkontinentális összeírást is el kellett végezni. Az egyes régiókból 18 kiválasztott ország vett részt ebben a kiegészítő adatszolgáltatásban, amelynek keretében egy globálisan összeállított reprezentánskörre végeztek ármegfigyeléseket.

A megfigyelt árakból először regionális árakat számítottak az adott régió belüli vásárlóerő-paritások segítségével, majd ebből régiók közötti vásárlóerő-paritásokat számoltak. Ezek a régiók közötti vásárlóerő-paritások szolgáltak alapjául az egyes országokra jellemző regionális vásárlóerő-paritások globális szintű vásárlóerő-paritásokká történő átszámításának. A számítás eredményeként az országokra regionális szinten jellemző vásárlóerő-paritások közötti arányok nem módosultak. A makrogazdasági volumenek közötti arányok így nem módosultak az összehasonlítás globális szintre történt kiterjesztését követően.

A 2005. évi Nemzetközi Összehasonlítási Program az összehasonlítás tartalmát tekintve is előrelépés volt a korábbi évekhez képest. A legutóbbi összehasonlításhoz mérve az országok többségében sor került az új nemzeti számlarendszer, az SNA 93 bevezetésére. Emellett általánosan megfogalmazott célként merült fel, hogy az adatszolgáltatás az országok minél szélesebb körében, a bruttó hazai termék egészére terjedjen ki, ne csak a viszonylag egyszerűbben megfigyelhető háztartások fogyasztási kiadásaira.

A számítások céljából a bruttó hazai terméket 155 felhasználási csoportra, úgynevezett „alapsoportokra” osztották fel. Az alapsoport a termékek és szolgáltatások rendeltetés szerint többé-kevésbé homogén csoportját jelenti, amelyen belül kerül sor az ármegfigyelésbe bevont reprezentánsok kiválasztására. Az alapsoport az a legkisebb felhasználási kategória, amelyre önálló vásárlóerő-paritás számítható. A bruttó hazai termék nagy felhasználási aggregátumain belül képzett alapsoportok számát az 1. táblázat tartalmazza.

1. táblázat

Az alcsoportok a felhasználási kategóriák szerint 2005-ben

Felhasználási kategória	Alapcsoportok száma
Háztartások fogyasztási kiadásai	110
Háztartásokat segítő nonprofit intézmények fogyasztási kiadásai	1
A kormányzat egyéni fogyasztási kiadásai	21
Közösségi fogyasztás	5
Bruttó állóeszköz-felhalmozás	12
Készletek és értéktárgyak változása	4
Külkereskedelmi egyenleg	2
<i>Összesen</i>	<i>155</i>

Az alapcsoportok többségére, a hozzájuk tartozó reprezentánsok alapján, lehetőség volt közvetlen ármegfigyelésre. Egyes esetekben (például a kormányzat által nyújtott egészségügyi szolgáltatásokhoz kapcsolódó folyó termelőfelhasználás, készletek változása stb.) azonban más alapcsoportok adataiból számított, úgynevezett „referenciaparitások” számítására volt csak lehetőség. Az összeírásokra négy adatfelvétellel keretében került sor, ezek a következők voltak:

- háztartási fogyasztási cikkek árösszeírása,
- kormányzati alkalmazottak kereseti felvétele,
- építési reprezentánsok áralkulációja,
- gépek és berendezések árösszeírása.

Ez az adatgyűjtési struktúra megfelel annak, amit az Eurostat, illetve az OECD a saját gyakorlatában folytat. A háztartási fogyasztási cikkek árösszeírásán belül régióként változott a kiválasztott reprezentánsok száma. A legkevesebb, 578 darab termék- és szolgáltatási reprezentánst Dél-Amerikában vettek figyelembe, míg az OECD–Eurostat által szervezett összehasonlító programban ez a szám elérte a 2621-et. A többi felvételt a Világbank központilag szervezte, ezért a reprezentánsok száma minden régióban azonos volt, leszámítva az OECD–Eurostat régiót. A kormányzati alkalmazottak kereseti felvételében 50 foglalkozási reprezentánst, az építési áralkulációk esetében 22 kiválasztott munkaelemet és 12 inputösszetevőt, míg a gépek és berendezések árösszeírása keretében 108 reprezentáns cikket jelöltek ki. Az OECD–Eurostat által szervezett felvételek során az építési, és a gép-, berendezésreprezentánsok száma jóval felülmúlta a világbanki összeírások reprezentánsainak számát.

Ami a lakásbérleti díjakat illeti, ebben a kérdésben nem lehetett egységesen alkalmazható gyakorlatot kijelölni valamennyi régió számára, így központilag szerve-

zett felvétel lebonyolítására sem kerülhetett sor. Ebből a szempontból szintén az OECD–Eurostat összehasonlítást lehet kiemelni, ahol a javasolt módszertan szerinti adatok rendelkezésre álltak. A többi régióban jellemzően legfeljebb csak a lakásátlomány mennyiségi mutatói álltak rendelkezésre, amelyből becsléseket lehetett készíteni. Ahol még erre sem volt lehetőség, az egy főre jutó fogyasztás adatával helyettesítették az egy főre jutó lakásbérleti kiadás adatát.

A korábbi nemzetközi összehasonlításokhoz képest a teljes GDP-szintű lefedettség kritériuma sokkal jobban érvényesült, azaz az országok jelentős részében rendelkezésre álltak a háztartási fogyasztási cikkek felvételén kívüli adatok is. Azoknak a jellemzően szegény, fejletlen statisztikai rendszerrel rendelkező országoknak az esetében, ahol nem volt lehetőség egy vagy több felvétel lebonyolítására, imputálási módszereket, vagy referenciaparitások általi behelyettesítéseket alkalmaztak.

A kormányzati szektorban tapasztalható kereseti különbségek a különböző fejlettségű országok között felvetették az eredmények termelékenységgel történő kiigazításának szükségességét. A probléma a következőképpen érzékeltethető. Ha a fejlett gazdasággal rendelkező A ország és B elmaradott gazdasági fejlettségű ország esetében a kormányzati szektorban jelentkezett keresettömeg volumenét akarjuk összehasonlítani, akkor az A és B ország foglalkozási reprezentánsaihoz tartozó keresetekből számított vásárlóerő-paritással kell deflálnunk a nemzeti valutában kifejezett keresettömeg-értékeket. Ha azonban a fejletlen B országban a keresetek devizaárfolyamon átszámított értéke például csak ötöde-tizede annak, amit A országban az azonos foglalkozásban tevékenykedő munkavállalóknak fizetnek – ami egy gyakori jelenség az eltérő fejlettségű országok összehasonlításában –, a kormányzat által teljesített szolgáltatások volumene B országban elérheti, sőt meg is haladhatja a sokkal fejlettebb A országban mért volument. Ha nagyon eltérő fejlettségű országokat hasonlítunk össze, akkor a vásárlóerő-paritás alapján végzett összehasonlítás szerinti eredményt – nevezetesen azt, hogy a szegény országban a kormányzat fogyasztási kiadásai elerik vagy meghaladják a fejlett ország kormányzati fogyasztási kiadásainak volumenét – nem fogadhatjuk el fenntartás nélkül. Ez esetben ugyanis figyelmen kívül hagyánk azt az empirikusan is igazolható tényt, hogy a munkatermelékenység nem azonos a jelentősen eltérő gazdasági fejlettségű országok esetében. Márpedig általánosan megfigyelt jelenség, hogy a fejlett országok termelékenysége meghaladja a kevésbé fejlett országokét.

Erre a problémára a 2005. évi Nemzetközi Összehasonlítási Program számításai során olyan megoldást kellett találni, amellyel számszerűsíthetővé vált a munkatermelékenység a különböző országok kormányzati szektorában. A Világbank által alapul vett eljárás egy kétváltozós Cobb–Douglas-függvény alkalmazása volt, amelyben a változókat a gazdaságok 2005. évi becsült tőkeállománya és keresettömege jelentette. A tőkeállomány becsüléséhez néhány kiválasztott ország adatai alapján a PIM-módszer (Perpetual Inventory Method) alkalmazásával jutottak el. A függvény

alapján számított országonkénti termelékenységi különbségekkel korrigálni lehetett a pusztán vásárlóerő-paritás alapján eredetileg számított volumeneket. A termelékenységi kiigazításra nem mindenhol, csak három régióban, Afrikában, Ázsia és Csendes-Óceánia térségében, továbbá Nyugat-Ázsiában került sor. A probléma ettől függetlenül más régiókban is létezett, gondoljunk csak a magyarországi, vagy a volt szocialista országokban fizetett bérek és a nyugat-európai bérek közötti jelentős különbségekre.

A vásárlóerőparitás-számítás módszere nem volt egységes az egyes régiókban. Az alapsoportok szintjén a CPD-módszert (Country Product Dummy), illetve annak változataként a CPRD-módszert (Country Product Representativity Dummy), valamint az EKS-módszert (Éltető–Köves–Szulcz-módszer) alkalmazták. Az alapsoportok aggregálását többnyire az EKS-módszer alapján végezték, kivétel volt Afrika, ahol arra az Iklé-módszer (*Doris M. Iklé*) szerint került sor. Az alábbiakban ismertetjük a programban résztvevő országok (illetve gazdaságok) 2005. évi összehasonlító adatait.

2. táblázat

Összehasonlító adatok, 2005

Sorrend*	Ország/gazdaság	Egy főre jutó bruttó hazai termék (GDP)		Bruttó hazai termék (GDP)		1 dollár értéke nemzeti valutában		Népesség (millió fő)
		vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	
		dollár		milliárd dollár				
1.	Luxemburg	70 014	80 315	32,6	37,3	0,9	0,8	0,5
2.	Katar	68 696	51 809	55,8	42,1	2,7	3,6	0,8
3.	Norvégia	47 551	65 267	219,8	301,7	8,8	6,4	4,6
4.	Brunei	47 465	25 754	17,6	9,5	0,9	1,7	0,4
5.	Kuvait	44 947	32 882	110,4	80,8	0,2	0,3	2,5
6.	Egyesült Államok	41 674	41 674	12 376,1	12 376,1	1,0	1,0	297,0
7.	Szingapúr	41 479	26 879	180,1	116,7	1,1	1,7	4,3
8.	Írország	38 058	48 405	157,9	200,8	1,0	0,8	4,1
9.	Makaó (Kína)	37 256	24 507	17,6	11,6	5,3	8,0	0,5
10.	Hongkong (Kína)	35 680	26 094	243,1	177,8	5,7	7,8	6,8
11.	Izland	35 630	54 975	10,5	16,3	97,1	62,9	0,3
12.	Svájc	35 520	49 675	266,3	372,4	1,7	1,2	7,5
13.	Kanada	35 078	35 133	1 133,0	1 134,8	1,2	1,2	32,3
14.	Hollandia	34 724	38 789	566,6	632,9	0,9	0,8	16,3
15.	Ausztria	34 108	37 056	280,8	305,1	0,9	0,8	8,2
16.	Dánia	33 626	47 793	182,2	259,0	8,5	6,0	5,4

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Sorrend*	Ország/gazdaság	Egy főre jutó bruttó hazai termék (GDP)		Bruttó hazai termék (GDP)		1 dollár értéke nemzeti valutában		Népesség (millió fő)
		vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	
		dollár		milliárd dollár				
17.	Ausztrália	32 798	34 774	671,5	712,0	1,4	1,3	20,5
18.	Belgium	32 077	35 852	336,0	375,5	0,9	0,8	10,5
19.	Svédország	31 995	39 621	288,9	357,8	9,2	7,5	9,0
20.	Egyesült Királyság	31 580	37 266	1 901,7	2 244,1	0,6	0,5	60,2
21.	Németország	30 496	33 849	2 514,8	2 791,3	0,9	0,8	82,5
22.	Finnország	30 469	37 262	159,8	195,4	1,0	0,8	5,2
23.	Japán	30 290	35 604	3 870,3	4 549,2	129,6	110,2	127,8
24.	Franciaország	29 644	34 008	1 862,2	2 136,3	0,9	0,8	62,8
25.	Olaszország	27 750	30 195	1 626,3	1 769,6	0,9	0,8	58,6
26.	Spanyolország	27 270	26 031	1 183,5	1 129,7	0,8	0,8	43,4
27.	Bahrein	27 236	18 019	20,2	13,4	0,2	0,4	0,7
28.	Tajvan	26 069	15 674	590,5	355,1	19,3	32,2	22,7
29.	Görögország	25 520	22 285	282,8	247,0	0,7	0,8	11,1
30.	Új-Zéland	24 554	26 538	100,7	108,8	1,5	1,4	4,1
31.	Ciprus	24 473	22 359	18,6	16,9	0,4	0,5	0,8
32.	Izrael	23 845	19 749	156,7	129,8	3,7	4,5	6,6
33.	Szlovénia	23 004	17 558	46,0	35,1	147,0	192,6	2,0
34.	Dél-Korea	21 342	16 441	1 027,4	791,4	788,9	1 024,1	48,1
35.	Szaúd-Arábia	21 220	13 640	490,6	315,3	2,4	3,7	23,1
36.	Málta	20 410	14 605	8,2	5,9	0,2	0,3	0,4
37.	Omán	20 334	12 289	51,0	30,8	0,2	0,4	2,5
38.	Csehország	20 281	12 190	207,6	124,8	14,4	23,9	10,2
39.	Portugália	20 006	17 599	211,0	185,7	0,7	0,8	10,5
40.	Magyarország	17 014	10 962	171,6	110,6	128,5	199,5	10,1
41.	Észtország	16 654	10 341	22,4	13,9	7,8	12,6	1,3
42.	Szlovákia	15 881	8 798	85,6	47,4	17,2	31,0	5,4
43.	Litvánia	14 085	7 530	48,1	25,7	1,5	2,8	3,4
44.	Lengyelország	13 573	7 965	518,0	304,0	1,9	3,2	38,2
45.	Horvátország	13 232	8 749	58,8	38,9	3,9	5,9	4,4
46.	Lettország	13 218	7 035	30,4	16,2	0,3	0,6	2,3
47.	Gabon	12 742	6 190	17,8	8,7	256,2	527,5	1,4
48.	Chile	12 262	7 305	199,6	118,9	333,7	560,1	16,3
49.	Botswana	12 057	5 712	20,5	9,7	2,4	5,1	1,7
50.	Egyenlítői-Guinea	11 999	6 538	12,2	6,6	287,4	527,5	1,0
51.	Oroszország	11 861	5 341	1 697,5	764,4	12,7	28,3	143,1
52.	Malajzia	11 466	5 250	299,6	137,2	1,7	3,8	26,1
53.	Mexikó	11 317	7 401	1 175,0	768,4	7,1	10,9	103,8

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Sorrend*	Ország/gazdaság	Egy főre jutó bruttó hazai termék (GDP)		Bruttó hazai termék (GDP)		1 dollár értéke nemzeti valutában		Népesség (millió fő)
		vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	
		dollár		milliárd dollár				
54.	Argentína	11 063	4 836	419,0	183,2	1,3	2,9	37,9
55.	Irán	10 692	3 190	734,6	219,2	2 674,8	8 964,0	68,7
56.	Libanon	10 212	5 741	38,3	21,6	847,5	1 507,5	3,8
57.	Mauritius	10 155	5 053	12,6	6,3	14,7	29,5	1,2
58.	Venezuela	9 876	5 449	262,5	144,8	1 152,9	2 089,7	26,6
59.	Románia	9 374	4 575	202,7	98,9	1,4	2,9	21,6
60.	Bulgária	9 353	3 525	72,2	27,2	0,6	1,6	7,7
61.	Uruguay	9 266	5 026	30,6	16,6	13,3	24,5	3,3
62.	Kazahsztán	8 699	3 771	131,8	57,1	57,6	133,9	15,1
63.	Szerbia	8 609	3 564	64,1	26,5	27,2	65,7	7,4
64.	Brazília	8 596	4 791	1 583,2	882,5	1,4	2,4	184,2
65.	Fehéroroszország	8 541	3 090	83,5	30,2	779,3	2 158,8	9,8
66.	Dél-afrikai Köztársaság	8 477	5 162	397,5	242,0	3,9	6,4	46,9
67.	Montenegró	7 833	3 564	4,9	2,2	0,4	0,8	0,6
68.	Törökország	7 786	5 013	561,1	361,3	0,9	1,3	72,1
69.	Macedónia	7 393	2 858	15,0	5,8	19,1	49,3	2,0
70.	Thaiföld	6 869	2 721	444,9	176,2	15,9	40,2	64,8
71.	Ecuador	6 533	2 761	86,3	36,5	0,4	1,0	13,2
72.	Bosznia és Hercegovina	6 506	3 007	25,0	11,6	0,7	1,6	3,8
73.	Peru	6 466	2 916	176,0	79,4	1,5	3,3	27,2
74.	Tunézia	6 461	2 896	64,8	29,0	0,6	1,3	10,0
75.	Kolumbia	6 306	2 940	263,7	122,9	1 081,9	2 320,7	41,8
76.	Ukrajna	5 583	1 829	263,0	86,1	1,7	5,1	47,1
77.	Albánia	5 369	2 587	16,8	8,1	48,6	100,8	3,1
78.	Egyiptom	5 049	1 412	353,4	98,8	1,6	5,8	70,0
79.	Azerbajdzsán	4 648	1 604	38,4	13,3	1 631,6	4 727,0	8,3
80.	Namibia	4 547	3 049	9,3	6,2	4,3	6,4	2,0
81.	Szváziföld	4 384	2 270	4,9	2,6	3,3	6,4	1,1
82.	Jordánia	4 294	2 304	23,5	12,6	0,4	0,7	5,5
83.	Fidzsi-szigetek	4 209	3 558	3,5	3,0	1,4	1,7	0,8
84.	Kína	4 091	1 721	5 333,2	2 243,8	3,4	8,2	1 303,7
85.	Szíria	4 059	1 535	75,0	28,4	19,7	52,1	18,5
86.	Maldív-szigetek	4 017	2 552	1,2	0,7	8,1	12,8	0,3
87.	Örményország	3 903	1 523	12,6	4,9	178,6	457,	3,2
88.	Paraguay	3 900	1 267	23,0	7,5	2 006,8	6 178,0	5,9
89.	Bhután	3 694	1 318	2,3	0,8	15,7	44,1	0,6
90.	Kongói Köztársaság	3 621	1 845	12,0	6,1	268,8	527,5	3,3

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Sorrend*	Ország/gazdaság	Egy főre jutó bruttó hazai termék (GDP)		Bruttó hazai termék (GDP)		1 dollár értéke nemzeti valutában		Népesség (millió fő)
		vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	
		dollár		milliárd dollár				
91.	Bolivia	3 618	1 001	34,1	9,4	2,2	8,1	9,4
92.	Marokkó	3 547	1 952	107,1	59,0	4,9	8,9	30,2
93.	Angola	3 533	1 945	55,0	30,3	44,5	80,8	15,6
94.	Grúzia	3 505	1 427	15,3	6,2	0,7	1,8	4,4
95.	Srí Lanka	3 481	1 218	68,5	24,0	35,2	100,5	19,7
96.	Indonézia	3 234	1 311	707,9	287,0	3 934,3	9 704,7	218,9
97.	Irak	3 200	1 214	89,5	33,9	558,7	1 473,0	28,0
98.	Fülöp-szigetek	2 932	1 158	250,0	98,7	21,7	55,1	85,3
99.	Zöld-foki-szigetek	2 831	2 215	1,4	1,1	69,4	88,7	0,5
100.	Mongólia	2 643	915	6,7	2,3	417,2	1 205,2	2,5
101.	Pakisztán	2 396	769	368,9	118,4	19,1	59,5	154,0
102.	Moldova	2 362	831	8,5	3,0	4,4	12,6	3,6
103.	Jemen	2 276	826	46,2	16,8	69,5	191,4	20,3
104.	Szudán	2 249	994	79,6	35,2	107,7	243,6	35,4
105.	Vietnam	2 142	637	178,1	52,9	4 712,7	15 858,9	83,1
106.	India	2 126	707	2 341,0	778,7	14,7	44,1	1 101,3
107.	Kamerun	1 995	950	35,0	16,6	251,0	527,5	17,5
108.	Dzsibuti	1 964	936	1,5	0,7	84,7	177,7	0,7
109.	Nigéria	1 892	868	247,3	113,5	60,2	131,3	130,7
110.	Laosz	1 811	508	10,2	2,9	2 988,4	10 655,2	5,7
111.	Csád	1 749	690	14,9	5,9	208,0	527,5	8,5
112.	Kirgizisztán	1 728	478	8,9	2,5	11,4	41,0	5,1
113.	Mauritánia	1 691	631	4,8	1,8	98,8	264,8	2,8
114.	Szenegál	1 676	800	18,1	8,7	251,7	527,5	10,8
115.	Elefántcsontpart	1 575	858	30,1	16,4	287,5	527,5	19,1
116.	Sao Tomé és Príncipe	1 460	769	0,2	0,1	5 558,1	10 558,0	0,1
117.	Kambodzsa	1 453	454	20,1	6,3	1 278,5	4 092,5	13,8
118.	Lesotho	1 415	777	2,6	1,4	3,5	6,4	1,9
119.	Tadzsikisztán	1 413	338	9,7	2,3	0,7	3,1	6,9
120.	Benin	1 390	579	10,5	4,4	219,6	527,5	7,5
121.	Kenya	1 359	531	47,9	18,7	29,5	75,6	35,3
122.	Banglades	1 268	446	173,8	61,2	22,6	64,3	137,0
123.	Ghána	1 225	502	26,1	10,7	3 720,6	9 073,8	21,3
124.	Zambia	1 175	636	13,4	7,3	2 414,8	4 463,5	11,4
125.	Burkina Faso	1 140	433	14,6	5,5	200,2	527,5	12,8
126.	Nepál	1 081	343	27,4	8,7	22,7	71,4	25,3
127.	Comore-szigetek	1 063	611	0,6	0,4	226,2	393,4	0,6

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Sorrend*	Ország/gazdaság	Egy főre jutó bruttó hazai termék (GDP)		Bruttó hazai termék (GDP)		1 dollár értéke nemzeti valutában		Népesség (millió fő)
		vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	vásárlóerő-paritáson	jegybanki árfolyamon	
		dollár		milliárd dollár				
128.	Mali	1 027	468	12,1	5,5	240,1	527,5	11,7
129.	Tanzánia	1 018	360	35,9	12,7	395,6	1 119,4	35,3
130.	Uganda	991	345	26,3	9,1	619,6	1 780,7	26,5
131.	Madagaszkár	988	320	16,8	5,5	649,6	2 005,7	17,0
132.	Guinea	946	317	8,8	2,9	1 219,3	3 644,3	9,3
133.	Togo	888	405	4,6	2,1	240,4	527,5	5,2
134.	Ruanda	813	271	7,2	2,4	186,2	557,8	8,8
135.	Sierra Leone	790	293	4,0	1,5	1 074,1	2 899,2	5,1
136.	Mozambik	743	347	14,4	6,7	10 909,5	23 323,0	19,4
137.	Gambia	726	192	1,1	0,3	7,6	28,6	1,5
138.	Malawi	691	230	8,6	2,9	39,5	118,4	12,4
139.	Közép-afrikai Köztársaság	675	338	2,7	1,4	263,7	527,5	4,0
140.	Niger	613	264	7,7	3,3	226,7	527,5	12,6
141.	Etiópia	591	154	42,5	11,1	2,3	8,7	72,1
142.	Bissau-Guinea	569	234	0,8	0,3	217,3	527,5	1,3
143.	Zimbabwe	538	...	6,2	...	33 068,2	...	11,5
144.	Libéria	383	188	1,2	0,6	0,5	1,0	3,2
145.	Kongói Demokratikus Köztársaság	264	120	15,7	7,1	214,3	473,9	59,5

* Az egy főre jutó GDP vásárlóerő-paritáson számított értéke alapján.

Forrás: *Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures – 2005 International Comparison Program*. International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. Washington. 2008.

Ezek az országok (gazdaságok) 2005-ben összesen mintegy 53 ezer milliárd dollár bruttó hazai terméket állítottak elő. A tíz legnagyobb gazdasági méretű ország, sorrendben az Egyesült Államok, Kína, Japán, Németország, India, az Egyesült Királyság, Franciaország, Oroszország, Olaszország és Brazília. A húsz legnagyobb jövedelmű ország együttesen a megfigyelt gazdaságok összes jövedelmének negyötödét állította elő.

Magyarország a mintegy 170 milliárd dolláros bruttó hazai terméke alapján a negyvenkilencedik helyet foglalta el az országok, és az ötvenedik helyet a gazdaságok sorában. A gazdaságok összességén belül egy lakosra átlagosan közel 9000 dollár bruttó hazai termék jutott. Az átlag mögött igen nagy mértékű egyenlőtlenség húzódik meg, ha az egyes országokat, vagy az országok jövedelmi csoportjait vizsgáljuk. Az egy főre jutó GDP alapján Luxemburg áll az első helyen (70 ezer dollár jö-

vedelemmel), a további sorrend Katar, Norvégia, Brunei, Kuvait, Amerikai Egyesült Államok és Szingapúr (mind 40 ezer dollár feletti jövedelemmel). A lista másik végén tekintve, a legszegényebb ország a Kongói Demokratikus Köztársaság áll, ahol az egy főre jutó GDP 264 dollár ért el. A szegény országok legalsó szegmensébe tartozik még Libéria, Zimbabwe, Bissau-Guinea és Etiópia, ahol kevesebb mint 600 dollár volt az egy főre jutó GDP. Egy lakosra ezer dollár alatti jövedelem jutott tizenhat országban. 20 ezer dollár fölötti egy lakosra jutó jövedelemmel rendelkezett 37 ország (39 gazdaság), ezekben élt az összes lakosság 16 százaléka. 5 ezer dollárnál kevesebb jövedelem jutott egy lakosra 67 országban, amelyekben az összes népesség 65 százaléka élt. Magyarország a 17 ezer dolláros egy főre jutó bruttó hazai termékkel a harmincnegyedik helyen áll az országok között (a negyvenedik a gazdaságokat tekintve).

Forrás

Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures – 2005 International Comparison Program. International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. Washington. 2008.

Report of the Friends of the Chair on the International Comparison Programme (E/CN.3/2008/4) – Documents for the Thirty-Ninth Session of the United Nations Statistical Commission. New York. 26–29 February 2008.

Report of the World Bank on the International Comparison Programme (E/CN.3/2008/33) – Documents for the Thirty-Ninth Session of the United Nations Statistical Commission, New York. 26–29 February 2008.

Dr. Szilágyi György,a közgazdaságtudomány doktora,
a Hivatalos Statisztika Tudományos
Tanácsának elnöke,
Laureatus Academiae

E-mail: szileiler@t-online.hu

Reflexiók egy nemzetközi összehasonlítóhoz

A vásárlóerő-parításokon kifejezett, és így nemzetközileg összehasonlíthatóvá tett makrogazdasági aggregátumok már évek, sőt évtizedek óta elfogadott eszközei az országok gazdasági erejére illetve teljesítményére vonatkozó összeméréseknek, az ún. ICP-nek (International Comparison Project). Ezek az összehasonlítások általában valamelyik nemzetközi szervezet (például az Európai Unió, az OECD az ENSZ vagy a Világbank) égisze alatt, az országok statisztikai szolgálatának közreműködésével jönnek létre. Nem rég jelent meg a Világbank ilyen tárgyú, méreteiben minden eddig felülmúló összehasonlításának eredményéről és módszertanáról szóló leírás (*World Bank* [2008]), amely – számos elődjével ellentétben - kiterjed a világ 146 országára és valamennyi földrészére. Az összehasonlítás, melynek tárgy éve 2005, legfontosabb módszereiről és eredményeiről *Györffy Balázs* kitűnő cikke ad számot (*Györffy* [2008]); jelen írás csak két kérdéscsoporttal, a régiók szerinti tagolással, beleértve a régióeredmények világösszehasonlítóhoz vezető összekapcsolását, valamint a nemzetközi összehasonlítások egyik sebezhető pontjával, az ún. „összehasonlítás-rezisztens szolgáltatásokkal” foglalkozik.

1. Országok és régiók

A régiókon belüli munkát egyrészt az ENSZ regionális Gazdasági Bizottságainak statisztikai részlegei, részben regionális fejlesztési bankok végezték vagy támogatták. Kivételt képez az OECD és az Eurostat által közösen végzett összehasonlítás. Ebbe az országcsoportba 46 nemzetgazdaság tartozik, nevezetesen a 25 EU-tagország, az EFTA három országa (Izland, Norvégia, Svájc), azon kívül az Eurostat koordinálta Albánia, Bosznia-Hercegovina, Bulgária, Horvátország, Macedónia, Montenegró,

Románia Szerbia és Törökország részvételét; az OECD-re hárult Ausztrália, Kanada, Izrael, Japán, Korea, Mexikó, Új-Zéland, Oroszország és az Egyesült Államok bekapcsolása a projektbe.

A regionalizálásnak számos előnye van, amennyiben remélni lehet az egy régióba tartozók gazdasági struktúrájának, fogyasztási szokásainak viszonylagos hasonlóságát, egymás módszereinek jobb megértését. Ezek és más előnyök következtében a regionalizált összehasonlítás a könnyebb munkavégzésben és megbízhatóbb eredményekben hálálja meg ennek a szervezeti keretnek a választását. A régiók nagy önállóságot kaptak a rájuk háruló feladatok elvégzésében, például ami a reprezentáns javak és szolgáltatások kiválasztását, vagy az aggregációs módszereket illeti. Az egyes régiókba tartozó országok száma a következő:

Afrika	48
Független Államok Közössége	9
Kelet-Ázsia és Óceánia	23
Latin-Amerika	10
Nyugat-Ázsia	10
OECD-Eurostat	46

Ha az egyes régiók az említett önállósággal rendelkeztek, hogyan állt össze a 146 ország összehasonlítása egységes rendszerré? A régebbi összehasonlítások leggyakrabban módszere a statisztikában „láncmódszerként” ismert eljárás egyik vagy másik változata volt. Alapja a régióként kiemelt egy-egy (néha több) „kapocs” ország amelyek egymással való összemérése lehetővé tette a különböző régiókon belüli összehasonlítások láncolását és így más régióhoz tartozó országokkal való összemérését (részletesen *Bóday–Szilágyi* [1986], *Szilágyi* [1986]). A módszer finomítható egynél több „láncország” kiválasztásával. A láncolásnak különböző változatai vannak, például az országok „körbeláncolása”, ahol minden országot két-két másik országhoz kapcsolunk, a centrális eljárás, amely minden résztvevő országot egy „központi” országgal kapcsol, a „központba” nem tartozók pedig közvetve, a központi országon keresztül láncolva mérhetők össze stb. Mindegyik eljárásnak vannak viszonylagos előnyei és hátrányai a másikkal képest, de ha már háromnál több országot hasonlítunk össze, akkor elkerülhetetlen valamilyen láncolás, azaz közvetett összehasonlítás, ami általában hátrányára van a pontosságnak (az eredmény minden bizonnyal más, mintha két országot közvetlenül hasonlítunk össze továbbá nem független a „közvetítő” ország megválasztásáról).

A „ring”-módszer

A 2005. évi ICP új módszert választott, amely „ring” (gyűrű- vagy kör-) eljárás nevet kapta. Ennek lényege: néhány ország kiválasztása minden régióból, ezek egy-

mással való összekapcsolása egy külön, minden kontinenst lefedő, de mégis „mini” összehasonlítóssá és az eredmény felhasználása a régiók közötti, azaz világméretű összehasonlításra. A ring egy ICP-típusú, de redukált eljárás, amelyben tranzitív paritások jönnek létre alapsoportok szintjén a régiókból kiválasztott országok között. A választás 18 országra esett, amelyek különböző régiókhoz tartoznak. Ezek egy speciális „mini ICP-t” alkotva külön reprezentáns készletet hoznak létre. Ennek felhasználásával történik a régiók összekapcsolása. Az egyes régiókból a következő országok kerültek a „ringbe”.

Afrikából: Dél-afrikai Köztársaság, Egyesült Arab Emírségek, Kamerun, Kenya, Szenegál, Zambia.

Az Eurostat-OECD csoportból: Egyesült Királyság, Észtország, Japán, Szlovénia

Kelet-Ázsiából és Óceániából: Fülöp-szigetek, Hongkong (Kína), Malajzia, Sri Lanka.

Latni-Amerikából: Brazília, Chile.

Nyugat-Ázsiából: Jordánia, Omán.

A Független Államok Közössége nem szerepel a listán, mert kapcsolatát a többi országgal Oroszország kettős szerepe biztosítja; Oroszország ugyanis, amely Eurostat–OECD csoportba tartozik, a FÁK összehasonlításában is részt vett.

A rendszer szigorúan megszabta a ring-országok felvételének feltételei:

- fejlett piac és nyitott gazdaság,
- a javak és szolgáltatások széles skálája, amely biztosítja a kapcsolatot a gyűrű többi országához,
- teljes részvétel az ICP minden fázisában,
- megfelelő ár- és kiadási adatok rendelkezésre állása,
- éves országos átlagárak,
- vállalkozás a ring-ország szerepre.

A ringbe sorolt országok és reprezentáns termékkészletük kiválasztása bonyolult feladat volt. Csak olyan javak és szolgáltatások kerülhettek a listába, amelyek minden ring-országban rendelkezésre álltak.

Tekintsük át egy végtelenségig egyszerűsített példán a ring-módszer működését.

Legyen $A(i)$ az A régió egyik, a ringbe nem tartozó országa $B(j)$ pedig B -régió egyik szintén nem ring-országa. Legyen továbbá $A(r)$ az A régió egyik olyan országa, amely az A régiót „képviseli” a ringben, $B(r)$ pedig B régió egyik hasonló szerepet betöltő országa. Régiókon belül és ringen belül bármelyik ország közvetlenül összehasonlítható egy másikkal, A és B régió országai azonban egymással nem. Ebben az

esetben a ring a következő láncolással segít a különböző régiók országainak összehasonításában.

$A(i)$ és $B(j)$ összehasonlítása:

$$(A(i)/A(r)*A(r)/B(r)*B(r)/B(j) = A(i)/A(r)/B(r)/B(j)$$

Ugyanis $A(i)$ összehasonlítható $A(r)$ -rel, mert azonos régióba tartoznak, $A(r)$ összehasonlítható $B(r)$ -rel, mert mindkettő ringország, $B(r)$ pedig $B(j)$ -vel, mert azonos régióba tartoznak.

2. Összehasonlítás-rezisztens tételek

Az ICP alaplómódszerei évtizedekkel ezelőtt a fogyasztási javak összehasonlításának céljából alakultak ki. A nemzeti össztermék azonban számos olyan tételt tartalmaz (például egyes szolgáltatásokat, beruházási javakat), amelyekre a kialakult eljárások nem vagy csak kisebb-nagyobb „erőltetés” árán alkalmazhatók. Ezeket szokták „összehasonlítás-rezisztens” javaknak, de főleg szolgáltatásoknak nevezni. (Az elnevezés jelen sorok szerzőjétől származik egy, 1980-ban tartott szakértői értekezletre ilyen címen benyújtott dolgozata nyomán; az elnevezés mára olyannyira polgárjogot nyert, hogy eredetére való hivatkozás nélkül használják.) A következőkben néhány ilyen tételnek az ICP-ben való kezelését tárgyaljuk.

Lakás, lakberek

A lakásszolgáltatás tetemes tétele a háztartások fogyasztásának, sőt a GDP összetevőjeként is jelentős súlyt képvisel. A nemzeti számlákban, és így az ICP-ben is a ténylegesen fizetett lakberekhez hozzáadódik a tulajdonos által lakott lakások ún. „imputált” lakbére (ennyi lenne a lakbére a szóbanforgó méretű és minőségi lakásnak, ha a tulajdonos bérbe adná, azaz a rendszer úgy kezeli az ügyet, mintha a tulajdonos önmagának adná ki a lakást). Ha a nemzeti számlarendszer és vele együtt az ICP nem így járna el, úgy a lakásszolgáltatás (és vele együtt a GDP) növekedne akkor, ha a tulajdonos, aki eddig saját lakásában lakott, bérbe adná a lakást.

A lakásszolgáltatásnak a nemzeti számlarendszerrel konform kezelése különösen azokban az országokban nehéz, ahol a lakáspiac olyan kicsi, hogy nem lehet reális átlagárakat képezni a különböző lakástípusokra. Az ICP számára alapvető paraméterek az épület típusa (önálló ház, többlakásos ház), a helyszíne (város vagy falu), az épületben levő lakások száma, alapterülete, a szobák száma, továbbá a felszereltség (elektromos áram, folyóvíz, külön WC stb.). A rendszer háromféle módon közelítette meg az összehasonlítást:

- a) *menyiségi módszer*: a felsorolt paraméterek szerinti lakások száma,
- b) *közvetlen lakbér adatok*: lakástípusok szerinti paritások számítása,
- c) *kényszermegoldás*: a háztartások teljes fogyasztására kapott (lakásköltség figyelembe vétele nélküli) paritás (Kelet-Ázsia–Óceánia és Afrika esetében kellett ehhez az eljáráshoz folyamodni.). Az ehhez hasonló, az ICP több részén is alkalmazott eljárást „referenciaparitásnak” nevezik.

Egészségügyi szolgáltatások

A gyógyszerekre, egészségügyi termékekre fordított kiadások egy része a háztartások, más része a kormányzati kiadások között jelenik meg. E javak és szolgáltatások összehasonlítása többek között azért is nehéz, mert különböző módokon jutnak el a lakossághoz és különböző a finanszírozásuk is. Tipikus esetek:

- a háztartások közvetlenül megvásárolják ezeket a termékeket (javakat és szolgáltatásokat) és teljes árat fizetnek értük;
- a háztartások magánbiztosítást kötnek; a biztosítók részben vagy egészben megtérítik a háztartásnak a gyógyszer, a gyógyászati eszköz és a szolgáltatás árát;
- az állam teljes mértékben állja a költségeket;
- a kiadás megoszlik a háztartások és az állam között.

Az ICP alapértelmezésben a teljes árat tartalmazza, bárki is fizet e javakért vagy szolgáltatásokért. Az első két esetben a fogyasztás teljes értéke a háztartásoknál jelenik meg, a harmadik esetben a kormányzatnál. A negyedik eset a legbonyolultabb; itt az ICP költség alapú közelítéshez folyamodik (alkalmazottak illetménye, közbenső fogyasztás, adók és – ha van – működési eredmény.)

A kórházak esetében a rendszer ismét kényszermegoldást alkalmaz, mivel a kórházi szolgáltatás színvonala és finanszírozási módja nagymértékben különbözik az egyes országokban. A „referenciaparitás” az állam által nyújtott egészségügyi szolgáltatások (termelési adók és esetleges bevételek nélküli) paritása volt.

Kormányzat

A kormányzati kiadások az ICP-ben – a nemzeti számlákkal összhangban – két részre tagolódnak, egyrészt a kormányzat kollektív fogyasztását szolgáló javak és szolgáltatások költségeire, másrészt egyéni fogyasztásra kerülő javak és szolgáltatá-

sok ráfordításaira. Előbbire példa a védelem, a rendőrség és a tűzoltóság, utóbbira az egészségügy és az oktatás.

A kormányzati kiadások kezelése az ICP legkényesebb része. Ha összehasonlítás-rezisztens szolgáltatásokról beszélünk, akkor itt a leginkább rezisztens tételekkel van dolgunk. Az ICP input közelítést alkalmaz, azaz nem a kormányzat „termékéből”, hanem ráfordításaiból „rakja össze” a tételt. Ilyenek az állami alkalmazottak illetménye, a közbeső fogyasztás és néhány kisebb összetevő. Az eljárás sebezhető pontjai közül említjük meg az alkalmazottak illetményét, amelyet a termelékenység országonkénti különbségei befolyásolnak. E különbségek a régiók nagy részében kevésbé zavaróak, de például Ázsiában és Afrikában a munkabérekülönbségek olyan nagyok, hogy korrekció nélkül számottevő torzítást eredményeznek. Hong Kong állami egészségügyi szektorában például a fizetések 120-szor akkorák, mint Laoszban. Ilyen és ehhez hasonló esetekben korrekcióra van szükség, ami a Cobb-Douglas-függvényből levezetett tőke/munka hányadoson alapul.

Mindazonáltal tartok attól, hogy az összehasonlítás-rezisztens tételek minden finomítás ellenére is összehasonlítás-rezisztensek maradnak; ezt a körülményt érdemes az ICP-típusú összehasonlítások pontossági korlátaiként figyelembe venni.

Irodalom

- BÓDAY, E. – SZILÁGYI GY. [1986]: Nemzetközi összehasonlítások összekapcsolása. *Statisztikai Szemle*. 64. évf. 7. sz. 681–697 old.
- GYÖRFFY, B. [2008]: Világméretű vásárlóerőparitás-számítás. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 1. sz. 83–84. old.
- SZILÁGYI GY. [1986]: Procedures for Linking International Comparisons. *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*. 4. sz. 165–181. old.
- WORLD BANK [2008]: *Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures*. Washington D. C.

Hírek, események

Felmentés. *Dr. Balogh Miklós*, a KSH elnökhelyettese *Irtzl Károlynét*, a KSH Informatikai főosztályának főosztályvezető-helyettesét 2008. október 1-jei hatállyal felmentette a munkavégzés alól, jogviszonya nyugdíjba vonulására tekintettel 2009. május 1-jén szűnik meg.

Megbízás. *Dr. Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese 2008. december 1-jei hatállyal megbízta *Benoist Györgyöt* a Mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály Mezőgazdasági statisztikai osztályának vezetésével.

Jutalom. Közzolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján 2008. november hónapban jubileumi jutalomban részesültek 25 éves szolgálatért: *Mohárcsik Attiláné*, KSH Debreceni Igazgatóság; 35 éves szolgálatért: *Kovács Ferencné I.*, Vállalkozás-statisztikai főosztály; *Nádudvary Lajosné*, Gazdálkodási főosztály; *Szalayné Zsirai Éva*, KSH Veszprémi Igazgatóság; 40 éves szolgálatért: *Kelecsényiné Gáspár Katalin*, Külkereskedelem-statisztikai főosztály.

Az Európai Parlament és a Tanács rendeletei. Az Európai Parlament és a Tanács 2008. október 22-én fogadta el az 1101/2008/EK számú Euratom rendeletet a titoktartási kötelezettség hatálya alá tartozó statisztikai adatok továbbításáról az Európai Közösségek Statisztikai Hivatala számára. A rendelet felhatalmazza a nemzeti hatóságokat, hogy bizalmas statisztikai adatokat továbbítsanak az Eurostatnak, illetve garanciát nyújt arra, hogy a Bizottság minden szükséges intézke-

dést megtesz az ily módon továbbított adatok bizalmas kezelésének biztosítása érdekében.

Az Európai Parlament és a Tanács ugyanazon a napon fogadta el az 1099/2008/EK számú, energiastatisztikáról szóló rendeletet is, mely közös keretet hoz létre a Közösségen belüli összehasonlítható energiastatisztika előállítására, továbbítására, értékelésére és terjesztésére.

Tárgyalás a mutatószámrendszer kialakításáról. A társadalmi haladás mérését szolgáló mutatószámrendszer kialakításáról tárgyalt 2008. november 17-én *dr. Pálincás József*, az MTA és *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke. A megbeszélésen *dr. Pukli Péter* elmondta, hogy a KSH munkájának eredményeként hamarosan rendelkezésre áll majd egy indikátorok publikálására alkalmas adatbázis, amelybe beépíthetők lesznek a további egyeztetések eredményei is. *Dr. Pukli Péter* arra tett javaslatot, hogy az MTA irányítsa a mutatórendszer véglegesítésének és társadalmi elfogadtatásának feladatait, mivel a KSH jogállása erre nem megfelelő. Az MTA elnöke elfogadta a felkérést. A megbeszélés során a két vezető áttekintette a további tennivalókat is.

A TF-2 „Statistical Challenges” (Statisztikai kihívások) szakértői csoportjának tagjaként *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke 2008. november 3-án tett látogatást Brüsszelben, az Európai Parlament (EP) Gazdasági Bizottságánál. A találkozó napirendi pontjai a következők voltak: Az európai statisztikai szolgálatok igazgatása (függetlenség, felelősség, minőségbiztosítás); A statisztikai programok szabályo-

zása és végrehajtása közötti határok (Meddig mehetünk el?); Az európai országok statisztikáinak konszolidációjára vonatkozó szabályozások javítása; A ráfordítások és a teljesítmények harmonizációja, az adminisztrációs források elérésének és a terhek csökkentésének lehetőségei; Az európai statisztikai szolgálatok működésének pénzügyi támogatása (tenderek, grantok stb.); Az EP számára szükséges információk a statisztikai aktivitásról, az eredményekről; Az EP képviselők által igényelt statisztikai jelentések készítése (például nemzeti számla, EDP-jelentés, GNI stb.).

A Vietnami Statisztikai Hivatal elnöki delegációja és a KSH vezetői 2008. november 10. és 12. között hosszú távú szakmai együttműködés keretében folytattak megbeszéléseket Budapesten és Pécsen.

A vendégeket *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke és a hivatal vezetése fogadta. A résztvevők a menedzsment, a tervezés és a tájékoztatás feladatairól; a humán erőforrás fejlesztéséről; valamint a területi szervezeti rendszer modernizálásáról tárgyaltak, majd összegzőképpen egy memorandumot írtak alá, mely a három nap szakmai megbeszéléseinek eredményeit tartalmazta. Az eseményt értékelő megbeszélésen a hivatalok vezetőin kívül jelen volt *Nguyen Viet Phuc*, a Vietnami Nagykövetség kereskedelmi titkára, valamint *dr. Bárány Ibolya*, a HUN-IDA Magyar Nemzetközi Segítségnyújtási Szervezet ügyvezető igazgatója is.

A Norvég Statisztikai Hivatal képviselői és a KSH Nemzeti számlák főosztályának munkatársai 2008. november 17–19. között tartottak konzultációt a KSH-ban. „Az ÁKM integrálása a nemzeti számlákba” (S10705) elnevezésű stratégiafejlesztési projekthez kapcsolódó tanácskozáson a résztvevők az SNA-NT szoftver változatlan áras becslési rendsze-

rének gyakorlati kipróbálását, és más módszertani kérdéseket vitattak meg. (A témával kapcsolatban lásd a *Statisztikai Szemle* 2008. évi 7–8. számában megjelent cikket (732–753. old.).)

Az Eurostat adatátadási koordinátorai (Group of Local Coordinators – GLC) 21. munkacsoportülésének a Központi Statisztikai Hivatal adott otthont 2008. november 18. és 19. között. A munkacsoport célja annak elősegítése, hogy a tagországok statisztikai hivatalaiból és a statisztikai rendszerbe tartozó egyéb intézményekből hatékonyan, zökkenőmentesen és biztonságosan jussanak el az adatállományok az Eurostathoz. A budapesti ülésen a szokásos feladatok végrehajtásán túl a koordinátorok beszámoltak tapasztalataikról, és megvitatták az elkövetkezendő évek teendőit.

Az MTA Statisztikai Bizottsága 2008. november 17-én tartotta ülését a KSH Keleti Károly-termében. *Besenyi Lajos*, a Bizottság elnöke bevezetőjében *Szilágyi Györgyöt* köszöntötte abból az alkalomból, hogy a Magyar Tudományos Akadémia Eötvös-koszorú adományozásával ismerte el kimagasló tudományos, szakmai munkásságát, gazdag életútját.

A Bizottság a környezetstatisztika témájával kapcsolódott az MTA „Tudomány az élhető Földért” elnevezésű programjához. Az ülésen *Éri Vilma* és *Faragó Tibor* „Globális környezetváltozás: a változás, a teendők és a végrehajtás indikátorai” és *Valkó Gábor* „A kommunális statisztikától a klímaváltozás méréséig” című előadása hangzott el. Az első előadás a környezetvédelem globális problémáit és a megoldásukat szolgáló intézkedések számszerű céljait, illetve a végrehajtás nyomán követésére használt indikátorok kiválasztási folyamatát mutatta be. A második előadás a környezetstatisztikai feladatokat – különös tekintettel a klímaváltozás következményeire – és az eddig

elért eredményeket ismertette, kiemelve a környezeti számlák rendszerét, illetve az alkalmazott mutatószámok körét. Az előadásokat követő eszmecsere során a Bizottság tagjai egyetértettek abban, hogy a környezet állapota és változásainak statisztikai jellemzése indikátorokkal és környezeti számlákkal stratégiai kérdés; a környezet, a gazdaság, a társadalom és a demográfia jellemzőit integráló megközelítést kell alkalmazni; a tudomány, a közigazgatás és a statisztika szervezeteinek együttműködése, valamint a sajátos eszközök és módszerek együttes alkalmazása vezethet eredményre.

Az ülés zárásaként Besenyei Lajos arról tájékoztatta a résztvevőket, hogy az MTA Statisztikai Bizottsága 150 éves jubileuma alkalmából kezdeményezi, hogy az MTA 2010-ben a statisztikusok konferenciáját váltsa a Magyar Tudomány Napja hivatalos eseményének.

Az Országos Statisztikai Tanács ülése. A Tanács Regiszter Munkabizottsága 2008. november 25-én tartotta ülését a KSH Árvay János-termében. Az értekezleten *Gárdos Éva* (KSH) „Az ideai fejlemények az adminisztratív adatforrások statisztikai célú felhasználásában a KSH szemszögéből”; *Galambosi András* (Neumann Kht.) „A közadatkereső és bővítési lehetőségei a statisztikai hasznosítás szempontjából”; *Baracza Lajosné* (KSH) „Adminisztratív adatforrások dokumentálása a KSH metarendszerében”; *Édes Marianna* (KSH) „Az SBS és a nemzeti számlák közös (termelési) adatbázisa (KABtár)”; *Brinzik Béla* (MNB) „EBEAD – Az MNB elektronikus adatbefogadó és kommunikációs rendszere” címmel tartott előadást.

Az Országos Statisztikai Tanács 2008. december 4-én tartotta ülését a KSH Keleti Károly-termében. Az ülésen *dr. Balogh Miklós*, a KSH elnökhelyettese előterjesztésében a

statisztikai törvény módosításához kapcsolódó koncepcióról beszélt, míg *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH főosztályvezetője a 2011. évi népszámlálással kapcsolatos kormánydöntésről, az előkészítés aktuális feladatairól és a 2008. évi próbafelvétel eredményeiről adott tájékoztatót.

A Magyar Közgazdasági Társaság és a Magyar Statisztikai Társaság 2008. december 11-én tartotta „Gazdasági és társadalompolitikai döntéseket szolgáló információs rendszerek” című közös konferenciáját a KSH Keleti Károly-termében. *Dr. Kovács Árpád*, az Állami Számvevőszék és a Magyar Közgazdasági Társaság elnökének beszédét követően *dr. Faragó Tamás*, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára, az MST Statisztikatörténeti Szakosztályának elnöke „175 éve született Keleti Károly”; *dr. Kupa Mihály* közgazdász, volt pénzügyminiszter „A gazdaságpolitikai döntéseket támogató információs rendszerek minősítése és fő kérdései”; *dr. Herczog László*, a Szociális és Munkaügyi Minisztérium szakállamtitkára „Adatokra és tényekre alapozott szakpolitika-alkotás a társadalompolitikában”; *Tóth István György*, a TÁRKI Társadalomkutatási Intézet Zrt. vezérigazgatója „Anekdotikus benyomások a gazdaság- és társadalompolitikai döntések adatigényéről a TÁRKI tapasztalatai alapján” és *dr. Falussy Béla* kandidátus, a KSH szakmai főtanácsadója „Az időmérleg, mint a társadalmi jóléti mutatók egyik meghatározó eleme” címmel tartott előadást, majd *dr. Herman Sándor*, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense, az MST elnöke mondott zárszót.

A Lakossági Adatgyűjtési Kollégium 2008. november 13-án tartotta ülését a KSH-ban. A résztvevők első napirendi pontként a következő tíz év lakossági felvételeinek minő-

ségét is befolyásoló 2011-es népszámlálás előkészítéséről és az ezzel kapcsolatosan elkészült előterjesztésről tárgyaltak. 2009. január 1-jei eszmei időponttal, január 10. és február 28. között új népszámlálási próbára kerül sor hat megyében, hat településen, melynek kérdőívei az EU által kötelezővé tett témákat tartalmazzák.

Következő napirendként *Süveges Éva*, a KSH főosztályvezetője számolt be a fogyasztói árstatisztikai adatgyűjtés gépesítési terveiről. A Kollégium korábbi felkérésére a KSH Árstatisztikai főosztálya a mobil eszközök alkalmazásáról készített tanulmányt, melynek megtárgyalása után a Hivatal elnöksége úgy döntött, hogy a megvalósításra más projektbe betagozódva kerül majd sor.

A résztvevők végül a lakossági összeírások minőségével foglalkoztak egy, az MNB munkatársai tollából a *Statisztikai Szemlében* megjelent cikk kapcsán, mely három fő gazdasági mutatót (fogyasztói ár, GDP, foglalkoztatottak száma) vett „górcső” alá.

„Párkapcsolatok” címmel tartott műhelykonferenciát az Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság (ARTT), valamint a KSH Népeségtudományi Kutatóintézete 2008. november 25-én a KSH Keleti Károlytermében. Az ARTT ezzel a rendezvénnyel kívánt tisztelni *Cseh-Szombathy Lászlónak*, a társaság első elnökének tudományos munkássága előtt. A megnyitót követően a műhelykonferencia napirendje a következő volt: 1. *Somlai Péter*: „Cseh-Szombathy László szociológiai szemlélete”. 2. Európai kitekintés: *Vaskovics László*: „Párkapcsolatok fejlődési trendjei az EU-ban”. 3. Változások a párkapcsolatok formálódásában: *Spéder Zsolt – Kapitány Balázs*: „Az élettársi kapcsolatban élők házasságkötése”; *Durst Judit*: „Mán az urak is csak így élnek, vadházasságban”. 4. *Róbert Péter – Szalma Yvette*: „Az iskolai munkaerő-

piaci bizonytalanságok hatása a párkapcsolat-formálódásra”; *Bognár Virág*: „Mintaváltás a párkapcsolati életútban”; *Földházi Erzsébet*: „Az első házasság felbomlása: válás Magyarországon a XX. század második felében”; *Lőrinc László*: „Az online ismerkedés hatása a homofiliára”; *Pongrácz Tiborné – Murinkó Livia*: „A háztartási munkák megosztása”. 5. Vegyes házasságok: *Tóth Ágnes – Vékás János*: „Család és identitás. A vegyes házasság szerepe a magyarországi kisebbségi közösségek reprodukciójában”; *Horváth István*: „A romániai vegyes házasságok jellemzői (1992–2007)”. 6. Társadalomtörténeti visszatekintések: *Tóth Olga*: „Szűkülő vagy táguló lehetőségek. Fiatalok és szüleik párválasztási lehetőségeinek összehasonlítása”; *Valuch Tibor*: „Válás – társadalom – közvélekedés Magyarországon a XX. század második felében”; *Óri Péter*: „Házasodás és válás Pest megyében, 1900–2001. A demográfiai viselkedés térszerkezetének változásai”. A konferenciáról részletes ismertetést a *Statisztikai Szemle* egy későbbi számában fogunk közölni.

A KSH Adatgyűjtési Koordinációs Bizottsága 2008. november 26-án a KSH Fényes Elek-termében tartotta ülését. A KSH Szervezeti és Működési Szabályzatának legutóbbi módosítása alapján az Adatgyűjtési Koordinációs Bizottságot *dr. Balogh Miklós*, a KSH elnökhelyettese vezeti. Az elnökhelyettes elmondta, hogy a Bizottság – mely várhatóan negyedévente fog ülésezni – szerepe átalakult, így a jövőben az operatív feladatok helyett a régióközpontokat is érintő napirendi pontokkal foglalkozik majd a kompetencia-központi feladatok mellett.

Az ülésen *Németh Eszter* főosztályvezető a területi tájékoztatásról (évkönyvek, tájékoztatók, aktualitások), *Hegyi Csaba* főosztályvezető-helyettes az elektronikus adatgyűjtésről, *Waffenschmidt Jánosné* főosztályvezető a népszámlálási előkészületekről tett előterjesztést.

„Minőségbiztosítás a halálloki statisztikában” címmel tartott közös szakmai értekezletet a KSH Népeségstatisztikai főosztálya és Veszprémi Igazgatósága 2008. november 27-én. Az értekezleten – melyen *dr. Kovács Attila*, az Országos Tisztifőorvosi Hivatal helyettes országos tisztifőorvosa és az ÁNTSZ regionális intézeteinek képviselői is részt vettek – a következő előadások hangzottak el: *Branyczkiné Géczy Gabriella*: „A halálloki statisztika fejlesztése a minőségbiztosítás jegyében”; *Kamarás Ferenc*: „A halálozások és fontosabb halállokok 2007. évi jellemzői – területi és nemenkénti különbségek”; *Hilbert Lászlóné*: „Az orvos-szakmai ellenőrzés hatása a halálloki statisztikára – I. Természetes halálozás”; *Hilbert Lászlóné*: „Az orvos-szakmai ellenőrzés hatása a halálloki statisztikára – II. Erőszakos halálozás”; *Klimentné Keszthelyi Magdolna*: „A halottvizsgálati bizonyítványok ÁNTSZ felülvizsgálatának Dél-Alföldi tapasztalatai”.

„A rétegződés új irányai és módszertani hasznosulási lehetőségei” címmel szervezett szakmai fórumot a KSH Statisztikai kutatási és módszertani főosztálya. A KSH Keleti Károly-termében 2008. december 3-án megtartott rendezvényen *Faluvégi Albert* „Foglalkoztatási központok és körzetek Magyarországon (az ur-

bánus és a rurális térségek egy lehetséges meghatározása)”, *Székelly Judit* „Lakásviszonyaink sajátosságai az új évezredben” és *dr. Lakatos Miklós* „Társadalmi-foglalkozási rétegződés a mai Magyarországon” címmel tartott előadását követően *Lindnerné Eperjesi Erzsébet* „Az ESeC társadalmi réteg séma bemutatása” és *dr. Józán Péter* „A fejlettség új mérőszáma” korreferátumára került sor. Dr. Józán Péter e témában írt tanulmányát a *Statisztikai Szemle* 2008. évi 10–11. számában (949–969. old.), Faluvégi Albert cikkét a 2008. évi 12. számban (1077–1102. old.) olvashatják.

A KSH „Sajtóreggeli a párbeszédért” című rendezvénysorozatának 2008. november 13-án megtartott harmadik találkozóján *dr. Lakatos Judit* főosztályvezető „Jövedelem, fogyasztás, létminimum” címmel tartott előadást a meghívott újságíróknak a Sajtószobában.

Halálozás. Mély fájdalommal értesültünk, hogy *dr. Ékes Ildikó* a közgazdaságtudomány kandidátusa, az ECOSTAT Gazdaság- és Társadalom-stratégiai Kutatóintézet Társadalmi elemzések osztályának vezetője 2008. december 16-án váratlanul elhunyt. Ékes Ildikó folyóiratunkat is megtisztelte több írásával. Életútjának és munkásságának méltatására egy későbbi számunkban bővebben is visszatérünk.

Könyvszemle

Lámfalussy Sándor:

Pénzügyi válságok a fejlődő országokban. Tanulmányok a globalizált pénzügyi rendszer sérülékenységéről

Akadémiai Kiadó. Budapest. 2008. 222 old.

2008. év elején jelent meg a magyarul igen ritkán publikáló *Lámfalussy Sándornak*, az „euró atyjának” legújabb könyve „*Pénzügyi válságok a fejlődő országokban*” címmel. Ha a könyv lényegét röviden kellene összefoglalni azt mondhatnánk, hogy a szerző gazdaságelméleti és történeti szempontból napjaink nemzetközi pénzügyi struktúráinak sebezhetőségét, gyenge pontjait igyekszik feltárni. Az elméleti elemek mellett túlsúlyban empirikus részeket is tartalmaz, ezeket a szerző a Nemzetközi Fizetések Bankjában (Bank for International Settlements – BIS) 1976 és 1993 között töltött évek tapasztalataiból merítette. A normatív és pozitív közgazdaságtani alapokra építő kötet persze attól válik igazán izgalmassá, hogy figyelmét leszűkíti a fejlődő országokban lezajlott válságfolyamatokra: az orosz (1998), a kelet-ázsiai (1997–1998), a mexikói (1994–1995), valamint a latin-amerikai (1982–1983) krízisekre. A fejlett államokban lezajlott hasonló eseményekkel nem foglalkozik. Azért éppen ezt a négy válságon átesett területet vonja elemzés alá, mert egyrészt itt elkerülhetlenné vált a nemzetközi pénzügyi szervezetek intervenciója, másrészt azért, mert a globalizációs pénzügyi expanzióban rendszeresen megjelennek a válságok, így ezek elkerülésére, illetve megszüntetésére irányuló eszközök és stratégiák meghatározása nélkülözhetetlen.

Lámfalussy fejtegetései során meghatározza a válság fogalmát és annak közvetlen következményét is: a „válságot olyan helyzetként definiálhatjuk, amelyben nyilvánosan ismertté válik, hogy az illető ország központi bankjának elfogytak (vagy kritikus szintre csökkentek) a devizatartalékai, és rövidesen képtelenné válhat az ország külföldi adósságának törlesztésére. Amikor ez az infláció széles körben ismertté válik, akkor a tőkebeáramlás villámgyors fordulatot vesz, a hazai részvény- és kötvénypiacok összeomlanak, és (korlátozva az azonnali külföldi segítségnyújtást) az ország árfolyama mélyrepülésbe kezd.” (79. old.)

A szerző az előszót követő fogalomrendszer, valamint a közgazdaságtani és statisztikai alapösszefüggések tisztázása után, közel 80 oldalon mutatja be az említett négy térségben lezajlott válság pontos kronológiai történéseit, a probléma mélyébe nyújt betekintést.

Lámfalussy mindvégig hangsúlyozza, hogy nincs két egyforma válság, ezért minden egyes válságkezelésnél figyelembe kell venni a helyi sajátosságokat. Ő mégis talált a négy gazdasági krízis összehasonlításánál közös jellemzőket, melyek egyformán megfigyelhetők voltak: a válság előtt mindig tartós tőkebeáramlás volt tapasztalható (csak 1995-ben a legnagyobb intézményi befektetők által kezelt összes eszköz elérte a 21 ezer milliárd dollárt, ami persze napjainkra még inkább megnőtt), amely az állam külsőadósság-pozícióját nagyban gyengítette. Ezzel párhuzamosan a hazai bankok túlzott kockázatot vállalva, meggondolatlanul nagy összegű hiteleket adtak a vállalati szektornak és magánszemélyeknek, ami hozzájárult a feltörekvő ország sérülékenységé-

hez, főként kamatláb-emelkedés vagy receszzió során. Az adósságfelhalmozás mind a négy földrajzi területen nagyjából azonos arányban alakult, amit még tovább erősített, hogy a kereslet találkozott a megnőtt kínálattal, a fogyasztói szokások nyugati mintához kezdtek igazodni. A fogyasztás bővülését túlnyomórészt a bankok finanszírozták, amely tőkehitelzéshez vezetett. *A rövid lejáratú külső adósság nagymértékű felhalmozása, a bankok és a hitelfelvevő államok közös felelőtlen kockázatvállalása, a túlhitelzés mind a négy területen megfigyelhető volt közvetlenül a válság kirobbanása előtt.* A gazdasági válságok közvetlen kiváltó oka a likviditási feleslegben, a többletlikviditásban rejlik. (Érdekes módon nem minden ország reagál egyformán a túlhitelzésre. Ennek ok-okozati rendszerét tárja fel a szerző – a könyv utolsó fejezetében – a Xenophón Zolótasz-előadás keretében, amit a Görög Nemzeti Bank elnökének felkérésére tartott meg a Yale Egyetemen.)

A válságok és recessziók kialakulását nehez megelőzni a fejlődő országokban, mert számos válságteremtő tényező fedezhető fel a pénzügyi struktúrában napjainkban. Ilyen faktor például a globalizáció okozta *(1.) aránytalan tőkebeáramlás*, mely a centrumországokból a perifériaállamokba kerül. A feltörekvő országokból hiányzik az a képesség, hogy „rendezetten felszívják”, hasznosítsák a megjelenő tőkét. A *(2.) „csordaszellem”* (nyájhatás) is komoly szerepet játszik a gazdasági válságok kialakulásában. Ennek lényege az, hogy bizonyos profitorientált gazdasági szervezetek akarva-akaratlanul utánozzák a másikat, ezzel hasonló hibákat követnek el, mint erősebb versenytársaik. Így kerülnek ugyanúgy válság közeli helyzetbe vagy akár válságba is, mint a „nagyok”. Mivel ez egy utánzótt magatartásforma és nem egyéni döntéssorozaton alapuló cselekvésrendszer, a kialakult szituációt nem értékelik akkora kárnak,

mint amekkora valójában, hiszen azt az adott viselkedésformát követte annak minden egyes versenytársa – tehát a „csordaszellem” torzítja a racionalizmust a gazdaságban.

A *(3.) média befolyása* is számottevő, bár ezt statisztikailag nehezen lehet alátámasztani. A gazdasági döntések során minden egyes információt figyelembe kell venni (vagy legalább is minél többet), melyek napjainkban a médián keresztül árasztják el a világot. Lámfalussy rávilágít arra, hogy a válságok előtt is minden egyes államba eljutottak a pontos információk a gazdaság állapotáról, ám ennek bizonyos részét figyelmen kívül hagyták. A probléma tehát nem az információhiány volt, hanem a meglévő információ feldolgozatlansága és helytelen értelmezése, illetve az információszimmetria. További gond okozója *(4.) az értékpapírosodás és a mérleg alatti tevékenységek*, amelyek a piaci viszonyok értelmezhetetlenségéhez vezetnek, valamint *(5.) a regionális fertőzések*, amelyek szintén jelentős gazdasági károkat képesek okozni, ilyen volt például az orosz válság is, amely a nyugati piacokra áttért. (A szerző közgazdaságtani értelemben fertőzésről akkor beszél, ha a válság szomszédos országra való áttérése megvalósul. A regionális fertőzés többek között a csordaszellem hatásmechanizmusain keresztül terjed szét.) A *(6.) tőke- és pénzpiaci eszközárborékok* is a rendszer valódi problémái közé tartoznak, amelyek azt a folyamatot jelentik, amikor az eszközárak növekedési tendenciái felülkerekednek a fogyasztói árakon. Ez leginkább a pénzügyi eszközöket és az ingatlanokat veszélyezteti.

A szerző végső álláspontját a következőképpen foglalja össze: „Először is: a négy válságnak a túlzott rövid távú eladósodás és az ahhoz társuló eszközárborék volt a magja. Másodszor: a fejlett világból származó hitelezők és befektetők felfokozott, eufórikus magatartása főszerepet játszott abban, hogy az emelkedő tőkeáttétel és eszköztárak elértek egy olyan szintet, amely vé-

gül fenntarthatatlannak bizonyult, gyakran sajátos tényezők hatása miatt. Harmadszor: a pénzügyi globalizáció folyamata mind a négy válságot súlyosbította, és e folyamat kezelésének elmaradása valószínűleg újabb válságok kitöréséhez vezet majd a feltörekvő piacokon. Negyedszer: még eldöntetlen, hogy a globalizáció folyamata a fejlett világ pénzügyi rendszerét sérülékenyebbé teszi-e, vagy sem.” (178–179. old.)

A gazdasági krízisek megoldásában az International Monetary Fund (IMF) és az érintett országok jegybankjai közösen vettek részt. Az IMF modellje szerint elsőként az adós államok jegybankjainak hosszú lejáratú hitelt nyújtanak, amely adósságátütemezésként is felfogható. Ezután a felvevő országnak belső kiigazítást kellett végrehajtania az IMF által jóváhagyott normák szerint, melyek társadalmi, gazdasági, sok esetben kulturális változást is eredményezhetnek. A tapasztalatok szerint ez a stratégia hatékonyan bizonyult, nem is csoda, hogy az IMF az elmúlt 15 év alatt majdnem megszorozta válságkezelési mentőcsomagjai nagyságát. 1982 és 1983 között az IMF 18 milliárd dollárnyi támogatást nyújtott Argentínának, Brazíliának és Mexikónak, 1997 és 1998 között ez az összeg már 118 milliárd dollárra rúgott, amikor hasonló segélycsomagot nyújtott Indonéziának, Thaiföldnek és Koreának.

A válságok felszámolásában a külföldi pénzügyi és befektetői csoportoknak szerepet kell játszaniuk, nem csak etikai, de gazdasági megfontolásokból is. Ugyanis mindkét fél (a fejlődő ország, valamint a külföldi hitelezők és befektetők) számára egyaránt hátrányos volna az adósságmoratórium. Lámfalussy másik megfontolandó érvet is hoz ezzel összefüggésben: ha a befektető konglomerátumok a válság következményeinek anyagi kárait részben sem vállalják magukra, akkor igen nagy a valószínűsége, hogy következő alkalommal is a túlhitelezés optimizmusa fogja elragadni őket, ami pedig újból recesszióhoz, akár válsághoz vezet.

A szerző nyíltan kifejti azon aggodalmát, hogy a különböző befektetői csoportosulások túlhitelezéseik során válságokat okoznak, illetve okozhatnak; ezek elveszítették önkorrációs képességüket. Ennek helyreállítása érdekében az államnak kell a deregulációs szándékokat szabályozni, be kell avatkoznia a gazdasági folyamatokba válságszabályozó tényezők megerősítésével az egyensúly fenntartásáért. Konkrétan: az államhatalomnak a nemzetközi pénzügyi politikában deregulációs biztosítókat kell jogszabályok útján elhelyeznie; fejlesztenie kell a feltörekvő országok tőkefelzárkózóképességét; szükséges hangsúlyoznia a kockázatelemző szakemberek bevonását a gazdasági élet vérkeringésébe, valamint nemzetközi közvetítő intézményrendszert kell létrehoznia az információ, a tőke és a munkaerő még szabadabb áramlásáért.

Lámfalussy jelen kötetének nagyszerűségét nemcsak gördülékeny, lebilincselő nyelvezete és stílusa adja meg, hanem az is, hogy a végén található függelékben kronológiai sorrendben vázolja fel mind a négy ország szóban forgó válságtörténetét. Ugyanakkor a BIS jelentését is olvashatjuk itt, amely pont a latin-amerikai válság kitörésének estéjén látott napvilágot, valamint egy fontos glosszárrium teszi mindenki által érthetővé a szerző aktuális üzenetét.

Jóna György,

a Debreceni Egyetem Egészségügyi Kar főiskolai adjunktusa
E-mail: jonagyorgy@de-efk.hu

Móczár József:

Fejezetek a modern közgazdaságtudományból

Akadémiai Kiadó. Budapest. 2008. 608 old.

A matematikai közgazdaságtan fejlődését bemutató, sajtósági hiánypótló munkát aján-

lok elsősorban azok figyelmébe, akik szívesen olvasták *Mátyás Antal* „A modern közgazdaságtan története” című könyvét. *Móczár József* munkája az újabb kori, erős matematikai megalapozottságú közgazdaságtannak elsősorban azon fejezeteire koncentrált, amelyek Mátyás Antal könyvéből – minden bizonnyal terjedelmi okok miatt – kimaradtak. A szerző a matematikai közgazdaságtan elmélettörténetének ismertetése során többnyire a Mátyás Antaltól megszokott tárgyalásmódot követi, a didaktikai szempontok helyett az esztörténeti összefüggések felvázolására helyezve a hangsúlyt. Így Móczár könyve is elsősorban azok számára lesz élvezetes olvasmány, akik a szükséges matematikai, mikro- és makroökonómiai előismeretekkel már rendelkeznek.

Erosen elmélettörténeti jellegű könyvről lévén szó, nem árt röviden tisztázni, miként változott hazánkban e tudományág szerepe az elmúlt évtizedekben. A rendszerváltozás előtti időszakban az elmélettörténet deklarált célja az egyes, nem marxista elméleti konstrukciók korrekt ismertetése mellett azok bírálata volt, elsősorban a marxi közgazdaságtannal történő szembeállítás révén. A gyakorlatban azonban ez a tudományág tartotta számon, s adta át a közgazdászhallgatóknak a mikro- és makroökonómia, a növekedés- és konjunktúraelmélet legfontosabb eredményeit. A rendszerváltozást követően ez a helyzet alapvetően megváltozott, az elmélettörténetnek Magyarországon is saját helyére kell kerülnie. Jelentős lépés ezen az úton Móczár József könyvének megjelenése, melyben először kerül magyar nyelven részletesebb bemutatásra *Tobin* növekedési modellje, vagy a neoklasszikus szintézistől a monetarizmusig vezető út egyik mérföldköve, a *Blinder–Solow*-modell.

A könyv felépítése azonban nem követi az elmélettörténetet ismertető munkákban általános kronológiai sorrendet, és nem is a megszokott

úton, a klasszikus, neoklasszikus, keynesi, neoklasszikus szintézis, monetarizmus, újklasszikus, újkeynesi iskolák során vezeti végig az olvasót. *Solow* növekedési modelljének bemutatása például megelőzi *Harrod* gondolati rendszerének tárgyalását. Ennek azonban megvan az oka: a növekvő gazdaság *Solow* által feltárt mozgástörvényét a szerző a *Ramsey*-modell speciális eseteként értelmezi. Ez, a két modell kapcsolatát élesen megvilágító értelmezés már csak azért is figyelemre méltó, mert eredeti cikkében *Solow* elsősorban *Harrod* eredményeihez viszonyította a sajátját, említést sem téve *Ramsey* cikkéről. De *Harrod* modelljéről olvasva sem kell beérnünk a postkeynesi eredmények megszokott ismertetésével. Az adaptív várakozások bevezetése érdekes nemlineáris konstrukcióhoz vezet, melynek alaposabb vizsgálatát *Baumol* már 1959-ben szorgalmazta. Móczár József könyvében ennek is kimerítő elemzését találja az olvasó.

Úgy tűnik, a könyv felépítését elsősorban a matematikai közgazdaságtan tárgyalásának teljessége iránti igény határozta meg. Ezért nem maradhattak ki a többszektoros modellek sem. *Arrow*, *Debreu*, *Neumann* és *Kornai* eredményei éppúgy bemutatásra kerülnek, mint a napjainkban oly előszeretettel alkalmazott dinamikus sztochasztikus általános egyensúlyi (*Dynamic, Stochastic, General-equilibrium – DSGE*) modellek. Az elmélettörténeti megközelítésmódnak megfelelően azonban utóbbiakat a szerző nem a reál üzleti ciklus modelljével hozza összefüggésbe, mint azt például legújabb könyvében *Jordi Galí* teszi, hanem az ökonometria eredményeivel. A teljességre való törekvés indokolja egyébként, hogy a könyv viszonylag nagy teret szentel az ökonometria fejlődésének éppúgy, mint a sztochasztikus folyamatok bemutatásának. Ezek mellett azonban néhány érdekes kitekintő fejezettel is találkozhat az olvasó, melyek a matematika és a fizika egyéb területeire, s ezeknek közgazdaságtannal való érintkezési felületei-

re vetnek fényt. A Bourbaki-csoport tevékenységének és hatásának, valamint a termodinamikai egyensúly kérdéseinek ismertetése mellett különösen izgalmas a Gödel-tétel Lakatos Imre által adott közelítésének bemutatása. Különösen izgalmas, mert a közgazdaságtan is ismer hasonló eredményt *Arrow* lehetetlenségi tételében. Amint a matematikusok hajlamosak *Gödel* tételéről megfeledkezni, úgy a közgazdászok is gyakran hagyják figyelmen kívül *Arrow* tételét. Ezt vagy oly módon teszik, hogy a reprezentatív háztartás kirekesztő feltevését alkalmazzák, vagy a jóindulatú, mindenható diktátor inkább mítikus, mintsem valóságosan létező figurájához telepítik a háztartások döntéseit. Ebből a szempontból is öröndetes, hogy nem marad ki a könyvből az aggregálási problémáktól mentes többszektoros modellek tárgyalása.

Ezen a ponton kell rámutatni továbbá a könyv filozofikus, elsősorban tudományfilozófiára koncentráló tárgyalásmódjára. A matematika és filozófia összefüggései régóta ismertek, és a szerző nem is mulasztja el a figyelmet ezekre felhívni ott, ahol érdekes következtetések levonására nyílik lehetőség. Mindezek alapján a könyvre nemcsak elmélettörténeti, illetve dinamikus közgazdaságtani kurzusok során lehet támaszkodni, hanem közgazdász-hallgatóknak szóló tudományfilozófiai témakörök tárgyalásakor is. A részletes bibliográfia ugyanakkor a további kutatómunkához is hasznos segítséget nyújthat.

Bessenyei István

PhD, a Pécsi Tudományegyetem docense
E-mail: essenyei@ktk.pte.hu

Folyóiratszemle

Sárdal, C.-É.:

A kalibrálás a reprezentatív felvételek elméletében és gyakorlatában

(The calibration approach in survey theory and practice.) – *Survey Methodology*. 2007. 33. évf. 2. sz. 99–119. old.

A tanulmány elérhető:

<http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=12-001-X200700210488&lang=eng>

A dolgozat a kalibrálás elméletét és gyakorlatát tekinti át a mintavételes eljárások alkalmazásaiban, különös tekintettel a legutóbbi 15 évben elért eredményekre. A tanulmány felépítése a következő:

- alapfogalmak, a mintavételi eljárásokkal kapcsolatos felvételek a bemutatott kalibrálási módszerek szempontjából;
- az általánosított regressziós becslés, ennek lineáris és nemlineáris változata, az ún. GREG-szemlélet;
- kalibráláson alapuló becslések, a minimális távolságon és az instrumentális változókra alapuló megközelítés, modellalapú kalibrálás;
- számítástechnikai szempontok;
- bonyolult paraméterek kalibrált becslése;
- a kalibrálás egybevetése más módszerekkel,
- kalibrálás kétfázisú és kétlépcsős mintavétel esetén,

Megjegyzés. A *Folyóiratszemlé*t a KSH Könyvtár (Orbán-Szirbucz Zsófia) állítja össze.

- kalibrálás nemválaszolás esetén, a segédváltozók konstrukciója;
- kalibrálás a nem mintavételi hiba egyéb eseteiben.

Véges sokaságból vett mintán alapuló becslés esetén a kalibrálás módszere a következőképpen jellemezhető:

- adott *külső információ* alapján mintasúlyokat határozzunk meg, amelyek egy vagy több ún. kalibrálási egyenletnek tesznek eleget;
- az így meghatározott súlyok segítségével lineáris kombinációkat állítunk elő a minta elemein észlelt megfigyelésekből, ezek bizonyos sokaságbeli értékösszegek becslései lesznek;
- száz százalékos válaszadási arány és zérus nem mintavételi hiba esetén arra törekszünk, hogy az előbb meghatározott értékösszegebecslések közel torzítatlanok legyenek.

Találkozhatunk a kalibrálásnak ettől eltérő megközelítéseivel is, a témával foglalkozó irodalomban azonban többnyire az itt ismertetett fogalmat használják.

Hacsak hangsúlyozottan nem másról van szó, *Särndal* felteszi, hogy egylépcsős, n elemű mintával van dolgunk, a sokaság elemszáma $N > n$, továbbá megghiúsulás és nem mintavételi hiba nem lép fel, és a sokaságbeli értékösszegek a Horvitz–Thompson becslőfüggvénnyel becsülhetők.

Az *általánosított regressziós becslés* a kalibrálással rokon technika, és bizonyos esetben a kettő egybe is esik. Becsléseknek egy széles körű családjáról van szó, amelyre a következőkben az angol GREG (generalized regression) mozaikszóval hivatkozunk. Ennek központi gondolata az, hogy a rendelkezésre álló külső információ alapján az y célváltozónak a sokaság minden k elemére előállítható az

\hat{y}_k regressziós becslése, és így a sokaságbeli

$Y = \sum_{j=1}^N y_j$ értékösszegnek egy közelítőleg torzítatlan („nearly design unbiased”) becslése

$\hat{Y}_{\text{GREG}} = \sum_s d_k y_k + (\sum_{k=1}^N \hat{y}_k - \sum_s d_k \hat{y}_k)$, ahol d_k a sokaság k -adik eleméhez tartozó mintasúly a mintavételi eljárás szerint (a következőkben: design súly), a \sum_s szimbólum pedig a minta elemeire vonatkozó összegzést jelöli.

Kitüntetett szerepe van a lineáris általánosított regressziós becslésnek, más szóval *lineáris GREG-nek*, amely azt feltételezi, hogy az y célváltozó a teljes sokaságon az alábbi modellfeltételeknek tesz eleget: $E_{\xi}(y_k) = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_k$ és

$V_{\xi}(y_k) = \sigma_k^2$, $k = 1, 2, \dots, N$. Itt \mathbf{x}_k a külső információt képviselő segédváltozók vektora a sokaság k -adik elemére vonatkozóan – ennek dimenziója kisebb mint n –, $\boldsymbol{\beta}$ az y_k és az \mathbf{x}_k közötti lineáris regressziós kapcsolat együtthatóinak vektora, az aposztróf transzponálást jelöl, E_{ξ} , és V_{ξ} pedig a modell szerinti várható érték, illetve szórásnégyzet. Az alkalmazások többségében felteszik, hogy σ_k^2 k -tól független. $\boldsymbol{\beta}$ becslése a teljes sokaságon \mathbf{B} , ennek becslése a minta alapján \mathbf{B}_s , ennek segítségével a sokaságbeli Y értékösszeg lineáris GREG becslése a következőképpen írható:

$$\hat{Y}_{\text{GREG}} = \sum_{k=1}^N \mathbf{B}'_s \mathbf{x}_k + \sum_s d_k (y_k - \mathbf{B}'_s \mathbf{x}_k).$$

A regressziószámítás ismert összefüggései szerint az egyenlőség jobb oldalának második tagja eltűnik, ha y_k helyébe a segédváltozók valamelyikét írjuk, tehát a segédváltozók értékösszegének GREG-becslése a megfelelő sokaságbeli értékösszeggel egyenlő. \mathbf{B}_s lineáris függvénye a megfigyelt y_k értékeknek, ezért a lineáris GREG értékösszegebecslést a következő alakba is írhatjuk: $\hat{Y}_{\text{GREG}} = \sum_s w_k y_k$, ahol a w_k súlyok a mintához tartozó d_k , \mathbf{x}_k és σ_k^2 értékektől függenek, az y_k értékektől azonban függetlenek. A lineáris GREG-becs

lés ezért kalibrált becslésnek is tekinthető, így ebben az esetben a GREG és a kalibrálás egybe esik. A becslés torzítása a sokasági átlag ($\bar{Y} = Y/N$) vonatkozásában átlagosan $1/n$ nagyságrendű.

Nemlineáris GREG esetén a modell a célváltozó és a segédváltozók valamilyen nemlineáris kapcsolatára épül, a célváltozónak a segédváltozókra mint feltételekre vonatkozó feltételes várható értékét és szórásnégyzetét nemlineáris függvények írják le. Ezeknek a modelleknek egy fontos speciális esetében az y_k célváltozó μ_k feltételes várható értékének egy $g(\mu_k)$ függvénye $\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\theta}$ alakú, ahol g megfelelő tulajdonságokkal rendelkező invertálható függvény, $\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\theta}$ pedig a segédváltozóknak a $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots$ paraméterekkel képezett lineáris kombinációja, y_k feltételes szórásnégyzete pedig μ_k -nak egy ugyancsak megfelelő tulajdonságokkal rendelkező függvénye. A modell alapján becsljük a $\boldsymbol{\theta}$ paramétervektort a sokaság k -adik elemére vonatkozóan, a célváltozó becslését $\hat{y}_k = \hat{\mu}_k = g^{-1}(\mathbf{x}'_k \hat{\boldsymbol{\theta}})$ alakban állítjuk elő, és ennek alapján már alkalmazható az általános esetre vonatkozó GREG értékösszeg-becslés. Ehhez a modellcsaláddhoz tartoznak a *logisztikus modellek* is, ezeknél a g függvény a $\log(\mu_k/(1-\mu_k))$ függvény inverze (μ_k szükségképpen 0 és 1 közé esik). Egy munkaerő-felmérésben megfelelő segédváltozók birtokában a foglalkoztatottak, munkanélküliek és inaktívak létszámára is adhatunk GREG-becslést logisztikus modell segítségével.

Az általánosított regressziós-, tehát GREG-becslésről elmondható, hogy míg a lineáris GREG alkalmazásai a számos gyakorlati előny folytán rendkívül elterjedtek, a nemlineáris változat inkább elméleti szempontból érdekes. Nemlineáris modellel ugyanis rendszerint a szórásnégyzet csökkenését lehet elérni a lineáris modellhez képest, ugyanakkor viszont a modellre vonatkozó feltevések a gyakorlatban csak ritkán ellenőrizhetők.

Az általánosított regressziós becslések középpontjában a modell áll, és az egy szerencsés körülmény, hogy lineáris esetben a segédváltozók értékösszegének GREG-becslése megegyezik a megfelelő sokaságbeli értékösszeggel. Sárndal ezzel kapcsolatban GREG szemléletről („GREG thinking”) beszél, szembeállítva azt a *kalibrálási szemlélettel* („calibration thinking”), amely általában nem valamilyen modelltől, hanem a külső információ hatékony felhasználásából indul ki, és a kalibrálási feltételekben nyilvánul meg. Értékösszeg becslése esetén a kalibrálási feltételek $\sum_s w_k \mathbf{x}_k = \sum_{k=1}^N \mathbf{x}_k$ alakúak, ahol w_k a minta k -val jelölt eleméhez tartozó kalibrált súlyt jelenti, a kalibrálás feladata éppen ennek meghatározása. Az \mathbf{x}_k segédváltozók sokaságbeli értékösszegét ismertnek feltételezzük (külső információ). A kalibrálási feltételeknek általában végtelen sok megoldása van, a kalibrálás legrégebbi, leggyakrabban alkalmazott módszere ezek közül egy olyan megoldást választ ki, amely bizonyos értelemben „legközelebb” van a d_k design súlyokhoz. Ezt a módszert a *távolságfüggvény* módszerének nevezik. A $G_k(w, d)$ távolságfüggvényről felteszik, hogy szigorúan konvex, folytonosan differenciálható, nem negatív és értéke csak akkor 0, ha $w = d$. A $G_k(w, d)$ függvény segítségével a kalibrálási feladatot a következő szélsőérték-feladattá alakítjuk át: keressük a $\sum_s G_k(w_k, d_k)$ függvény minimumát a $\sum_s w_k \mathbf{x}_k = \sum_{k=1}^N \mathbf{x}_k$ kalibrálási feltételek mellett.

Ha a kalibrálási feltételekből álló egyenletrendszernek van megoldása, akkor a tekintett szélsőérték-feladat is megoldható, a szokásos technika (Lagrange-multiplikátorok plusz numerikus módszerek) célhoz vezet. Ha $G_k(w, d)$ lineáris, a w_k kalibrált súlyok mátrixinvertálás segítségével zárt alakban előállíthatók. Ha speciálisan $G_k(w_k, d_k) =$

$= (w_k - d_k)^2 / 2d_k q_k$ és $q_k = 1/\sigma^2$, akkor az Y értékösszeg kalibrált becslése megegyezik a lineáris GREG-becsléssel: $\hat{Y}_{\text{Cal}} = \hat{Y}_{\text{GREG}}$. A lineáris GREG-nek ezen a sajátságán alapul a kanadai munkaerő-felmérésben alkalmazott létszámbecslés, melyben rekordszinten kombinálják a tárgyidőszakhoz és az egyel korábbi időszakhoz tartozó megfigyeléseket („composite estimator”).

A GREG-becsléssel előállított kalibrált súlyok között negatívak is előfordulhatnak. Vannak olyan távolságfüggvények is, amelyeknél negatív kalibrált súly nem fordulhat elő, nullához közeli vagy kiugróan magas értékek viszont igen. Léteznek olyan kalibrálási eljárások is, amelyeknél a kalibrált súlyok értéke előre adott alsó és felső határok között változhat. *J. C. Deville* és *Särndal* 1992-ben kimutatták, hogy azonos kalibrálási feltételek mellett a kalibrált létszámbecslések csak kis mértékben függenek a távolságfüggvény választásától, aszimptotikusan egyenértékűek. Ez egyebek között azt is jelenti, hogy szórásnégyzetük csak elhanyagolható mértékben tér el egymástól.

A távolságfüggvények módszerének egy alternatívája az ún. *instrumentális változók* módszere. Ezt úgy jellemezhetjük, hogy a kalibrált és a design súlyok között egy $w_k = d_k F(\lambda' z_k)$ alakú összefüggés áll fenn, ahol z_k az instrumentális változók vektora és $\lambda' z_k$ ezeknek a $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots$ együtthatókkal képezett lineáris kombinációja a minta k -val jelölt elemére nézve. A λ_i együtthatókat w_k -nak a kalibrálási feltételekbe való behelyettesítésével kell meghatározni. Az instrumentális változók számának meg kell egyeznie a segédváltozók számával, és lineáris F függvény esetén a $z_k x_k'$ diádikus szorzatoknak a minta elemire való összegzésével invertálható mátrixot kell kapnunk. Az instrumentális változók alkalmas választásával bizonyos szempontból optimális becslésekhez juthatunk.

A távolságfüggvénnyel vagy az instrumentális változókkal meghatározott kalibrálásban a

segédváltozóknak csak a sokaságbeli értékösszegét kell ismernünk, a változóknak a sokaság minden egyes eleméhez tartozó értékét nem. Ha viszont ez az utóbbi információ is rendelkezésre áll, akkor annak hatékonyabb kihasználását biztosítja az ún. modellkalibrálás. Ekkor a modell segítségével a sokaság minden egyes elemére előállítjuk az y_k célváltozó \hat{y}_k becslését, és ezek segítségével a következő két kalibrálási feltételt írjuk fel:

$\sum_s w_k = N$ és $\sum_s w_k \hat{y}_k = \sum_{k=1}^N \hat{y}_k$. Távolságfüggvényként a $G_k(w_k, d_k) = (w_k - d_k)^2 / 2d_k q_k$ függvényt választva, meghatározzuk a w_k kalibrált súlyokat, és ezekkel az $\hat{Y}_{\text{MCAL}} = \sum_s w_k y_k$ becslést. A modellkalibrálással meghatározott értékösszegbecslések szórásnégyzete általában kisebb, mint a hagyományos (távolságfüggvénnyel vagy instrumentális változókkal meghatározott) kalibrált becsléseké, viszont az eredeti kalibrálási feltételeket nem elégítik ki pontosan.

A kalibrálás *számítástechnikai vonatkozása*inak áttekintésénél *Särndal* néhány, a nemzetközi gyakorlatban széles körben alkalmazott szoftver (CALMAR, GES, CLAN97, g-CALIB-S stb.) említése mellett foglalkozik az ezekben alkalmazott numerikus módszerekkel is. Érdemes megjegyezni, hogy bár a kvadrátikus programozás lenne az az elméletileg jól megalapozott eszköz, amely a kalibrálási feltételek teljesítése mellett a kalibrált súlyok ésszerű határok között tartására is alkalmas, viszonylag ritkán alkalmazzák. A legtöbb szoftver e tekintetben heurisztikus módszereken alapul, ez azonban a gyakorlatban nem érzékelhető, a programok jól működnek. A d_k design súlyoktól való jelentős mértékű eltérés jelentős mértékű torzítással járhat; ilyen esetekben érdemes csökkenteni a szóban forgó eltérést a kalibrálási feltételek pontos teljesülésének rovására.

Paraméterek kalibrált becslésénél a *paraméterek bonyolultsága* a kalibrálási feltételek bo-

nyolultságában tükröződik. Az eddigiekben becsült értékösszegekről volt szó, a kalibrálási feltételek lineáris egyenletrendszerek voltak. Kvantilisek becslése eloszlásfüggvények mintából származó becslésén alapul, az y célváltozó F_y eloszlásfüggvényének például $\hat{F}_y(t) = \sum_s d_k \Delta(t - y_k) / \sum_s d_k$, ahol d_k a design súly és $\Delta(z) = 1$, ha $z \geq 0$, egyébként 0. F_y kalibrált becslése, $\hat{F}_{y,CAL}$ ugyanilyen felépítésű lesz, csupán d_k helyébe mindenütt a kalibrált w_k súly kerül. $\hat{F}_{y,CAL}$ ismeretében az y változó becsült kalibrált α kvantilise $\hat{Q}_{y,CAL,\alpha} = \inf\{t | \hat{F}_{y,CAL}(t) \geq \alpha\}$. $\hat{F}_{y,CAL}$ előállítás, vagyis a kalibrálás egyik lehetősége a következő. Fel kell tenni, hogy a sokaság N elemszáma valamint az x segédváltozók α kvantilisei ismertek, és így a következő kalibrálási feltételeket fogalmazhatjuk meg: $\sum_s w_k = N$ és $\hat{Q}_{x_j,CAL,\alpha} = Q_{x_j,\alpha}$ minden x_j segédváltozóra.

Mint látható, erősen nemlineáris feltételrendszerről van szó; a megoldhatóság biztosítása érdekében a $\Delta(\cdot)$ függvény bizonyos módosítására, simítására is szükség van. A kvantilisbecslés feladatára más módszerek is vannak, a dolgozatban emellett példát látunk két becsült értékösszeg hányadosának kalibrált becslésére is.

Részsokaságokra vonatkozó becslési feladatok esetén a kalibrálásnak alternatívája lehet valamilyen *kisterületi* becslési eljárás.

Az eddigiekben ismertetett eredmények egyfázisú, egy lépcsőben kiválasztott mintákra vonatkoztak. Többfázisú és/vagy többlépcsős minták esetén a kalibrálásban fel lehet, sőt fel kell használni azokat az információkat, amelyek az egyes fázisok, illetve egyes lépcsők között találhatóak. Tekintsünk például egy kétlépcsős mintát, és tegyük fel, hogy értékösszegbecslésről van szó. Az elsődleges mintavételi egységekből álló sokaság legyen U_0 , a másodlagos mintavételi egységekből

álló sokaság U . Legyen s egy az U_0 -ból választott minta és $\mathbf{x}_{0,k}$ az elsődleges mintavételi egységekhez tartozó segédváltozó. Ha w_k a k -val jelölt mintaelem súlya az s mintában, kézenfekvő a $\sum_s w_k \mathbf{x}_{0,k} = \sum_{U_0} \mathbf{x}_{0,k}$ kalibrálási feltétel felírása. Legyen most s minden k -val jelölt elemére s_k egy abból kiválasztott minta, és legyen s_k valamely i -vel jelölt elemére d_{ik} és \mathbf{x}_{ik} az ahhoz tartozó design súly, illetve segédváltozó. Ezek segítségével egy újabb kalibrálási feltételt írhatunk fel: $\sum_s w_k \sum_{s_k} d_{ik} \mathbf{x}_{ik} = \sum_U \mathbf{x}_{ik}$, itt a jobb oldalon az összes másodlagos mintavételi egységhez tartozó segédváltozó összege szerepel. A kalibrálási feladatot a GREG-becsléssel kapcsolatos távolságfüggvény alkalmazásával oldjuk meg; a kapott w_k súlyokat *integrált* súlyoknak nevezzük. Az integrált súlyozásnak fontos speciális esete a háztartásokból álló mintákkal kapcsolatos, amikor a háztartásokkal együtt a hozzájuk tartozó személyek is mind a mintához tartoznak ($d_{ik} \equiv 1$).

A kalibrálásnak fontos szerepe van az *egység szintű meghiusulás* (record nonresponse) kezelésében. n elemű egylépcsős mintát tekintve, amelynél $n' < n$ esetben volt sikeres az adatgyűjtés, a k -val jelölt válaszoló egység bekerülési valószínűsége a $\theta = \Pr(k \in r | s)$ feltételes valószínűséggel módosul, ahol r jelöli a megvalósult részmintát: $\pi'_k = \theta_k \pi_k$. A θ_k értékét nem ismerjük. A kalibrálás széles körben elterjedt *tradicionális* alkalmazásánál egy $\hat{\theta}_k$ *heurisztikus* becsléssel állítják elő a módosított $d'_k = 1/(\hat{\theta}_k \pi_k)$ design súlyokat, és ezekre alkalmaznak egy megfelelő kalibrálási eljárást. Ez az eljárás néhány százalékos meghiusulási arány mellett elfogadható, a napjainkban tapasztalható nagymértékű meghiusulás mellett azonban már nem. A torzítás jelentős csökkentését lehet elérni akkor, ha a meghiusulást eredményező mintaelemekről releváns információval rendelke-

zünk, ami beépül a kalibrálás folyamatába. Aból kiindulva, hogy amennyiben θ_k a k -tól független, a torzítás zérus. *Lundström* és Särndal eljárást adtak arra, hogy több lehetséges segédváltozó közül azokat választhassuk ki, amelyekkel a kalibrált becslések a legkisebb torzítást tartalmazzák.

Mihályffy László,

a KSH ny. statisztikai főtanácsadója
E-mail: laszlo.mihalyffy@ksh.hu

Schwahn, F.:

A közszolgálati nyugdíjbiztosítási rendszer jellemzői Németországban

(Entwicklungen im öffentlich-rechtlichen Altersicherungssystem.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2007. 4. sz. 395–403. old.

A tanulmány elérhető:

<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/WirtschaftStatistik/FinanzenSteuern/EntwicklungAlterssicherung.property=file.pdf>

A németországi nyugdíjrendszer sajátossága, hogy 2006-ban – a kötelező társadalombiztosítás általános személyi körén túlmenően – 1,44 millió olyan nyugdíjjogosult kapott járadékot közpénzekből, aki állami szolgáltatásban szerzett jogosultságot. 1976 és 2006 között 13 százalékkal nőtt ez a személyi kör, amely a köztisztviselőkre, a bírákra, a hivatásos fegyveres szolgálatot teljesítőkre vonatkozik. A szerző ismerteti a második világháború utáni átalakulás, valamint a kelet-német tartományokban élők 1990-től fizetendő nyugdíjainak hatásait, valamint a nyugdíjba vonulás hatályos feltételeit. Az államvasút és a szövetségi postaszolgálat tisztviselői, ezek hátrahagyott hozzátartozói is a személyi körhöz tartoztak 2000 előtt.

Az állami költségvetés statisztikai rendszerrel szolgáltatja a közszolgálat alapján nyugdíj-

jogosultságot szerzett személyek január 1-jei állapot szerinti állományi, valamint változási adatait. A közalkalmazottak statisztikai adatait ettől eltérő előírások alapján gyűjtik, például a közigazgatás háttérintézményeiben dolgozók nyugdíjairól. A teljes körben felmért nyugdíjak egy részét a németországi szövetségi, másik részét a helyi (tartományi és helyi) állami közszolgálat alapján folyósítják a jogosultaknak. A szerző elemzi a hátrahagyott családtagok számának alakulását is.

A járadékfizetésre 1976-ban 77 ezer, 2006-ban 165 ezer *szövetségi* köztisztviselő és hátrahagyott családtagja volt jogosult (postások, vasutasok nélkül), a változás +113 százalék. Ebből a saját jogú nyugdíjasok száma 50 ezer, illetve 116 ezer, ami +133 százalékos változás. A hivatásos fegyveres szolgálatból nyugdíjazottak száma 2,67-szeresére, a nyugdíjas köztisztviselőké, bíráké kétszeresére nőtt 30 év alatt.

Tartományi szinten 1976-ban 399 ezer, 2006-ban 616 ezer jogosultnak fizettek járadékot, ami a harminc évet tekintve 55 százalékos növekedést jelent. A saját jogú nyugdíjasok száma 217 ezerről 444 ezerre (több mint kétszeresére) nőtt. A változásban jelentős az oktatási ágazat (1997-től erősödő) nemzedékváltásának hatása. A tartományi költségvetés nyugdíjasainak száma 1976 és 1996 között átlagosan évi 1,5 százalékkal, a legutóbbi 10 évben, 2006-ig évi 4,3 százalékkal nőtt.

Lényegében nem változott a *települési* köztisztviselők járadékosainak állománya (2006-ban 107 ezer fő). Ebből az öregségi nyugdíjra jogosultak száma 53 ezerről 70 ezerre, 32 százalékkal nőtt, azonban 30 százalékkal, 37 ezer főre csökkent a hátrahagyott és járadékra jogosult özvegyek, árvák száma.

Az említett közszolgálati járadékosok 2006. évi állománya összesen 53 százalékkal nagyobb, mint 1976-ban, eléri a 888 ezer főt. A járadékra jogosult családtagok száma 1976-ban 262 ezer, 2006-ban 257 ezer fő volt.

A cikk bemutatja az állami vasúti és postaszolgálat nyugdíjasként és hátrahagyott családtagjaik számának alakulását a három évtizedben.

A szerző felsorolja a nyugdíjasok számát növelő tényezőket, például, hogy a vizsgált harminc év alatt megnőtt a várható élettartam, új köztisztviselői álláshelyeket létesítettek, az ötvenes és hatvanas években felfejlesztett honvédelemből, közoktatásból sokan érték el a nyugdíjkorhatárt. Az ellátások összegének elemzésére az időszak alatt bekövetkezett árszintváltozások nem alkalmasak a kifizetett járadékok folyó áras értékeinek viszonyítására. A szerző megállapítja, hogy csak 1994-től állnak rendelkezésre összehasonlítható tartalmú pénzügyi mutatók a költségvetésből kifizetett közszolgálati járadékokra. A szövetségi közszolgálati járadékok átlagosan 52 százalékkal nőttek a szövetségi költségvetés illetményösszegének 1994 és 2006 közötti növekedéséhez mérten (a vasúti és postaszolgálat járadékai nélkül). Itt is a fegyveres szolgálat, valamint a közoktatás járadékösszegeinek növekedése a meghatározó (arányuk 81, illetve 84 százalék az ágazatok illetménynövekedéséhez mérten). A tartományi költségvetések körében a két változási ütem aránya 62 százalék. A települési közhivatalok ellátottjai körében lényegesen kisebb (átlagosan 38 százalék) a járadékoknak az illetménynövekedés üteméhez mért változása a vizsgált 8 évben.

A cikk elemzi a közszolgálati járadékok állományának 2005. évi változásait, amely összesen 44 200 új saját jogú nyugdíjast és további 20 300 özvegyet, árvát érint. A saját jogú új nyugdíjasként a szövetségi közszolgálatban, 5 100 fő, a tartományban 28 800 fő, a településiben 3 000 fő szerzett jogosultságot. Ezen túlmenően 2005-ben a vasúti és postaszolgálatból is vonultak ilyen közszolgálati nyugdíjba, amelyet az ágazati elv szerint fedeznek a járulékfizetések.

A szerző évenként és a szövetségi irányítás említett három szintje szerint elemzi az 1994 és

2005 közötti időszakban megállapított közszolgálati nyugdíjak jogalapját, amely az öregségi korhatár elérése, a megváltozott munkaképesség és az előnyugdíjazás lehet. Hasonló szerkezetű az évente nyugdíjba vonulók számának adatsora a szövetségi vasút, valamint a posta tisztviselőire. A Németországban 2005-ben érvényes nyugdíjkorhatár 65 év, a nyugdíjazás tényleges átlagos életkora azonban ennél kisebb, 61 év volt.

A szerző a nyugdíjasok előző évi számához mérten is elemzi a három közigazgatási szint változásait; a 2005-ben nyugdíjba vonult férfiak és nők, továbbá a három szolgálati szint szerint közli a közszolgálati öregségi nyugdíj „átváltási arányát”. A férfiak új nyugdíjai az illetményeik átlagosan 72,57 százalékának megfelelőek, a nők esetén ez az arány 63,96, országos átlagként 70,27 százalék. Az egyéni életpályán nagyon eltérők a szolgálati idők, valamint a jogosultságba számító járulékok, ami a nemek szerinti átváltási arányok különbségeiben is megmutatkoznak. A családdal kapcsolatos női feladatok nagyobb idejű megszakításokra vezetnek, mint ami a férfiak életpályáját jellemzi és gyakoribbak a részmunkaidős időszakok is.

Nádudvari Zoltán,

a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa
E-mail: zoltan.nadudvari@ksh.hu

Dhont, T. – Heylen, F.:

Miért dolgoznak az európaiak kevesebbet?

(Why do Europeans work (much) less? It is taxes and government spending.) – *Economic Inquiry*. 2008. évi 2. sz. 197–207. old.

A tanulmány elérhető:
http://www.accessmylibrary.com/coms2/summary_0286-34875315_ITM

Európa és az Egyesült Államok foglalkoztatási szintjét összehasonlítva megállapítható,

hogy Európában – az északi országokat leszámítva – a foglalkoztatási arány alacsonyabb mint az Egyesült Államokban. Egyes nézetek szerint ez annak köszönhető, hogy Európában magasabbak az adók. Mások szerint a fő ok az, hogy Európában a szabadidő utáni vágy sokkal nagyobb, mint az Egyesült Államokban. Mindehhez hozzájárulnak a kulturális eltérések, a munkások szakszervezetekbe való tömörülésének különböző szintjei, valamint a munkaerőpiac szabályozásának különbségei is. Az Egyesült Államok magasabb foglalkoztatottsági szintje azzal is összefügg, hogy ott a hagyományos háztartásokhoz köthető termelés sokkal nagyobb változásokon ment át, mint Európában. A béreket terhelő kisebb adók és a munkaerőpiac nagyobb rugalmassága is szerepet játszott az egyesült államokbeli változások létrejöttében.

Nem kétséges, hogy az említett tényezők lényegesen befolyásolják a foglalkoztatási különbségeket Európa és az Egyesült Államok között, de nem adnak választ Európa északi országainak magas foglalkoztatási arányaira. Svédországban, Norvégiában és Dániában magasak az adók, amelyek még növekedtek is az elmúlt évtizedekben. A vizsgált 1995 és 2004 közötti időszakban az átlagos foglalkoztatottsági szint viszont éppen megegyezik az egyesült államokbeli foglalkoztatási szinttel. A ledolgozott órákból számított foglalkoztatottsági arány kisebb mint az Egyesült Államokban, de nagyobb mint az eurózóna magországaiban (Ausztria, Belgium, Franciaország, Németország, Hollandia és Olaszország) vagy az ún. konvergenciaországokban (Spanyolország, Írország). (E mutatóban a 15–64 évesek által ledolgozott órákat viszonyítják a ledolgozható 1920 órához. Egy teljes munkaidőben foglalkoztatott alkalmazott 48 héten 40 órát teljesítve, 1920 órát dolgozik.) Mindezekkel összefüggésben nem meglepő, hogy az eurózóna magországaiban az egy főre jutó GDP-

növekedés alacsonyabb mint az Egyesült Államokban, míg az északi országok gazdasági növekedése eléri, sőt meghaladja az egyesült államokbeli mértéket. Az északi országokban az egy főre jutó éves GDP-növekedés átlagosan 2,47 százalék volt. Az eurózóna hat magországaiban csak 1,72 százalék, míg az Egyesült Államokban 1,98 százalék.

A szerzők nemcsak a két gazdasági nagyhatalom foglalkoztatási és növekedési ütembeli különbségeire hívják fel a figyelmet, hanem az Európán belüli eltérésekre is. A foglalkoztatási és a gazdasági növekedésbeli különbségek magyarázóváltozóját az eltérő pénzügypolitikában találják meg. Szerintük az adók szintje nagyon fontos, de legalább ennyire lényeges az, hogy a költségvetés kiadásai hogyan oszlanak meg a termelést és a nemtermelést szolgáló célok között. A tanulmány bemutatja a jövedelemadók és a nemfoglalkoztatottak számára nyújtott transzferek hatását, valamint a termelést segítő kormányzati kiadásokat. A szerzők modellszámításokat végeznek, aminek eredményeit összehasonlítják a tényleges adatokkal. Vizsgálják a gazdasági növekedés foglalkoztatásra gyakorolt hatását, de nem keresik a választ a különböző kormányok eltérő pénzügypolitikájára.

Az egyik fő következtetésük az, hogy a magasabb amerikai foglalkoztatási szint (az eurózóna hat országához viszonyítva), az alacsonyabb jövedelemadónak és a sokkal kisebb mértékű, nemfoglalkoztatottak számára kifizetett transzfereknek köszönhető. Az északi országok magasabb foglalkoztatottsági aránya (munkaképeskorú népességre vonatkoztatva: 73,6 százalék, ledolgozott órákból számítva: 59,2 százalék) az említett hat országgal összehasonlítva (a megfelelő arányok: 63,3, illetve 49,8 százalék) a magasabb szintű termelést segítő kormányzati kiadásokkal és a nemfoglalkoztatottak számára kifizetett kisebb mértékű transzferekkel magyarázható. Az eurózóna magországaiban magas jövedelemadója, magas

szintű (nemfoglalkoztatottak nyújtott) transzfere és alacsony mértékű termelési célú kormányzati kiadásai magyarázatot adnak az igen szerény gazdasági növekedési ütemre. Az északi országok jó gazdasági teljesítményére és növekedési ütemére a magas szintűnek mondható termelési célú kormányzati kiadások, a kissé alacsonyabb mértékű jövedelemadók (Norvégia lefelé húzza az átlagot) és a transzferek relatíve kisebb aránya ad magyarázatot. A vizsgálatba vont országok közül messze az északi országok kormányai költenek legtöbbet a termelést szolgáló kiadásokra.

A szerzők négy kategóriába sorolták a téma szempontjából releváns közkiadásokat: oktatásra, aktív munkaerő-piaci politikára, kutatás-fejlesztésre és kormányzati beruházásokra fordított költségek. A termelést segítő közkiadások aránya (a GDP-hez viszonyítva) legkisebb az Egyesült Királyságban és közepes helyet foglal el az Egyesült Államokban, míg az eurózóna magországaiban. Az utóbbi országcsoport fizeti a legnagyobb arányú nettó transzfert a strukturális munkanélküliséggel kapcsolatban. Ennek mértéke mindenütt meghaladja a 40 százalékot, kivéve Olaszországot. Az északi országokban viszont 40 százalék alatti ez az érték, kivéve Finnországot, ahol 60 százalékot meghaladó a ráta.

A tényleges foglalkoztatási arányok és a modellben kapott eredmények között számított korrelációs együttható elég erős ($r=0,62$). A modellszámítás eredményei szerint legmagasabb a foglalkoztatási arány az Egyesült Államokban, az északi országokban és az Egyesült Királyságban, míg az eurózóna magországaiban jelentősen kisebb. A tényleges és a modellből számított gazdasági növekedési ütemek között mért korreláció csak 0,25. Írország nélkül a korrelációs együttható 0,49. Írország a kilencvenes évek második felében valószínűtlenül és minden bizonnyal megismételhetetlenül nagy növekedési ütemet produkált. A mo-

dellszámítások szerint is magas ütemű a gazdasági növekedés az északi országokban, kisebb az Egyesült Államokban és legkisebb az eurózóna magországaiban.

A modellszámítások egyértelmű választ adnak arra, hogy mi az oka az Egyesült Államok magas foglalkoztatási rátájának és az eurózóna magországaiban tapasztalt alacsony arálynak. Az Egyesült Államokban mérsékelt a jövedelemadó-ráta és a legkevesebbet fizetik a strukturális munkanélküliségben érintett személyeknek. Mindezek eredményeként a munkába való visszatérési arány magas. Franciaország, Németország és Belgium ezzel éppen ellenkező gyakorlatot folytat, ahol az újbóli elhelyezkedés aránya alacsony. Az eltérő foglalkoztatottsági arányok fő oka tehát a különböző mértékű adórátákban jelölhető meg az Atlanti-óceán mindkét partján. De ez nem ad magyarázatot az északi országok magas foglalkoztatási arányaira. A kormányzati kiadások összetétele az adók mellett legalább ilyen fontos. A magas jövedelemadók nem csökkentik a munkába való visszatérési kedvet akkor, ha a kormány az adóbevételeket hatékonyan használja fel, mint ahogy azt teszik az északi országokban. A termelést szolgáló kormányzati kiadások közvetlenül emelik az adózás előtti munkajövedelmeket, ami magasabb hatékonyságú emberi tőkét eredményez. Közvetve az emberi tőke emelkedése a dologi jellegű tőkejavakat (physical capital) is növeli. A termelést segítő kormányzati kiadások elősegítik a dologi jellegű tőkejavak növekedését, ami kedvező hatást gyakorol az adózás előtti munkajövedelmekre és a munkanélküliek újra elhelyezkedésére. Az eurózóna magországaival szemben az északi országok adóbevételeinek relatíve hatékonyabb felhasználása alacsonyabb munkanélküliségi járadékkal párosul (kivéve Finnországot). Az alacsonyabb mértékű munkanélküli juttatások serkentik a munkanélküliek újbóli munkába állását.

A szerzők vizsgálati eredményei magyarázatot adnak az országok eltérő növekedési ütemére is. Az eurózóna magországainak alacsony növekedési üteme több okra vezethető vissza. Az első: a relatíve alacsony hatékonyságú kormányzati kiadások, amelyek gyengítik a hatékony emberi tőke felhalmozódását. A második: a magas jövedelemadó-ráták, az alacsony foglalkoztatás és a relatíve alacsony hatékonyságú emberi tőke, ami a dologi jellegű tőkejavakra is negatív hatással van. Az Egyesült Államok magasabb gazdasági növekedési üteme az alacsonyabb jövedelemadó-rátáknak és a magasabb foglalkoztatási aránynak köszönhető. Mindkettő elősegíti és emeli a dologi jellegű tőkejavak felhalmozását. Az északi országok erős gazdasági teljesítménye a kormányzati kiadások magas hatékonyságú felhasználásával és a relatíve magas foglalkoztatási aránnyal magyarázható, mindezek hozzájárulnak az emberi tőke felhalmozásához is. A dologi jellegű tőkejavak felhalmozása annak ellenére nagy, hogy magasak a jövedelemadó-ráták.

Hajnal Béla

kandidátus, a Debreceni Egyetem főiskolai tanára
E-mail: hajnalb@de-efk.hu

Frayer, R. G. Jr.:

Ki jön ma vacsorára? Eltérő bőrszínűek közötti házassági trendek a XX. században

(Guess Who's Been Coming to Dinner? Trends in Interracial Marriage over the 20th Century.) – *The Journal of Economic Perspectives*. 2007. évi 2. sz. 71–90. old.

Tanulmány elérhető:

<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jep.21.2.71>

A feketék és a fehérek közötti egyenlőséget még nem sikerült teljesen elérni az Egyesült Államokban, bár számtalan gazdasági és

politikai mutató jelez meglepő fejlődést ezen a téren: a fekete és a fehér bőrszínű, főállású férfi dolgozók átlagkeresetének aránya 0,5-től 0,73-ra nőtt; a várható élettartam különbsége a két bőrszín esetén 6,8 évről 5,3 évre csökkent; először fordul elő, hogy azonos társadalmi háttérrel rendelkező fekete és fehér bőrszínű gyermekek nagy számban lépnek iskolába egyenlő feltételek mellett.

Nem figyelhető meg ilyen mértékű változás azonban az élet más területein, mint például a felekezeti hovatartozás, a lakhely, a házasság vagy az együttélés terén. *Martin Luther King* találóan fogalmazott, amikor azt mondta, hogy az amerikaiak vasárnap délelőtt 11-kor vannak a leginkább szegregált körülmények között. Becslések szerint ma az amerikai lakosság 90 százaléka a saját bőrszínű, illetve etnikuma szerinti csoporttal jár templomba. A lakóhely szerinti szegregáció sem csökkent lényegesen az elmúlt évtizedekben, a fekete bőrszínű lakosság 64 százalékának kellene lakóhelyet változtatni ahhoz, hogy egyenlő eloszlás alakuljon ki az Egyesült Államokban a két bőrszín között. Történelmileg nézve mindig is különbség volt a politikai-gazdasági és a szociális egyenlőség között. Gyakran kimondták, hogy a fekete és fehér bőrszínű polgárok törvényi szempontból egyenlő elbírálás alá esnek, de az élet többi területére ez nem feltétlenül vonatkozik. Bizonyos azonban, hogy a szociális kapcsolat mutatóként használható arra, hogy egy közösség elfogad-e egyenrangú félnek egy kisebbséget.

Még ma is ritkán fordul elő a különböző bőrszínűek közötti házasság: a fehér bőrszínűek házasságának 1 százalékát, a fekete bőrszínűek 5 és a sárga bőrszínűek 14 százalékát teszi ki az eltérő bőrszínűvel kötött házasság. Ezen belül a fehérek 40, illetve 60 százalékban választanak fekete, illetve sárga bőrszínű házastársat. A feketék 95, illetve 5 százalékban választanak fehér, illetve sárga bőrszínű házastársat.

társat. A sárga bőrszínűek szintén 95, illetve 5 százalékban választanak fehér, illetve fekete bőrszínű házastársat. Ez megegyezik a Becker-féle házassági modellel, amelyben a leendő házastárs kiválasztásánál az egyik fő szempont az egyező bőrszín és etnikum.

Nézzük meg a kérdés történeti hátterét! A XVII. században a rabszolgaság átvette a fizetett munkaerő szerepét, és a fehér amerikai lakosság közvetlen érintkezésbe került a fekete bőrszínűekkel. Az eltérő bőrszínűek között törvényileg voltak határt, ami megtiltotta a házasságot fehér és fekete bőrszínűek között. Egyes államokban a törvények szerint a feketével házasodó fehér nő a fekete rabszolga gazdájának a tulajdona lett. Más államokban tiltották azt, hogy feketék örökölhessenek, nehogy házasság útján vagyona tehessenek szert. A későbbiekben az ilyen típusú törvényeket kiterjesztették a kínai, a japán és a Fülöp-szigetektől érkező bevándorlókra is. 12 államban soha nem volt törvényi akadálya az eltérő bőrszínűek házasságának, 8 államban az ilyen törvényeket már a XIX. században, 14 államban 1945 és 1967 között, és 16 államban csak 1967-ben törölték el, amikor az Egyesült Államok Legfelsőbb Bírósága alkotmányellenesnek nyilvánította az ellenkező bőrszínűek házasságát akadályozó törvényeket.

A továbbiakban 1880 és 2000 közötti mintavételes népszámlálási adatok szerepelnek a tanulmányban, kizárólag fehér, fekete és sárga bőrszínű vegyes házasságokra szorítkozva.

1880 és 1980 között a fehér nők és a fekete férfiak házassága az összes fehér házasságkötés 0,1 százalékát tette ki, de 2000-ben ez az arány már 0,2 százalék volt. A fehér férfiak és a fekete nők által kötött házasságok aránya pedig 0,1-ről 0,45 százalékra ugrott. A fehér férfiak és a sárga nők közötti házasságok száma az 1960-as években nőtt meg jelentősen, és mára 0,9 százalékkal ez a típus vált a leggyakoribbá a fehérek és más bőrszínűek közötti vegyes házasságokat tekintve. Hasonló, bár szelídebb növekedés kö-

vetkezett be a fehér nők és a sárga férfiak közötti házasságok száma terén.

A fekete lakosság vegyes házasságainak száma 1880 és 1970 között lényegében változatlanul alacsony szinten maradt. 1970 után azonban itt is rohamos növekedés figyelhető meg, és 2000-ben a fekete férfiak és a fehér nők közötti házasságok már az összes fekete vegyes házasság 6 százalékát tették ki, hasonlóan a fehér férfiak és a fekete nők közötti házasságok aránya 2,9 százalékra emelkedett. A feketék és a sárgák közötti vegyes házasságok száma folyamatosan alacsony szinten maradt az évek folyamán.

1880-ban a sárga férfiak 1 százaléka házasodott más bőrszínű nővel, ez az érték 1940-ig emelkedett, majd az 1940-es éveket követően visszaesett. A sárga nők vegyes házassági kedve intenzíven nőtt 1980-ig, majd az 1980-as évek után jelentősen csökken. 1960-ig a sárga férfiak inkább voltak hajlamosak a vegyes házasságra, mely tendencia 1960-ban megfordult, és 2000-ben a sárga bőrszínű nők kétszer szívesebben léptek házasságra más bőrszínűekkel, mint a sárga férfiak.

A mintavétel megoszlása: sárga bőrszínű – 1,4, fekete – 11,3, fehér – 87,3 százalék. A feketék és a sárgák alacsony aránya miatt a két bőrszín ritka házassága nem indokolja a két megállapítást, hogy a sárga és a fekete bőrszínűek esetleg nem szívesen választják egymást házastársul. Az ilyen típusú vegyes házasságok alacsony száma könnyen betudható a két bőrszín alacsony arányának.

Hasonló eredmények születnek, ha nem az összes házasság, hanem a teljes mintavétel arányában számolunk. Ez alapján a házassági hajlam 1962 és 2004 között fekete nők esetén 62-ről 36 százalékra esett vissza, fehér férfiak és nők esetén 84-ről 64 százalékra, de az eltérő bőrszínűek közötti házassági arányok nem változtak lényegesen.

Más oldalról közelítve a kérdést: a sárga bőrszínűek olyan környezetben élnek, ahol a

más bőrszínű potenciális házastársak aránya 98,6 százalék, míg a fehéreké ez az arány 12,7 százalék. Súlyozzuk az egyes bőrszínűek házasságát az adott bőrszín mintavételben előforduló gyakorisága szerint. Így vizsgálva az adatokat az eredmények meglepők: a korábbiaktól eltérően a fekete férfiak inkább házasodnak sárga nővel, mint fehérekkel; a legkevésbé népszerű a fekete nők és a fehér férfiak házassága. A sárga nők gyakrabban házasodnak más bőrszínűekkel, mint a sárga férfiak. A sárga férfiak leggyakoribb választása a fehér nő.

Az adatok jelentősen módosulnak, ha figyelembe vesszük a vándorlási mutatókat is. Az Egyesült Államokban született sárga lakosság esetén eltűnik a korábban jelzett csökkenés a vegyes házasságra vonatkozóan, és a vegyes házasságra való kedv megegyezik a fehér és fekete bőrszínűek mutatóival: a vegyes házasságok aránya 1960-ig tartóan alacsony volt, és utána jelentősen emelkedett.

A közvélemény úgy tartja, hogy vegyes házasságok általában az alacsonyabb iskolai végzettséggel rendelkezők körében kötődnek. Ez a tény néhány évtizeddel ezelőtt igaz volt, mára azonban megfordult a helyzet, és inkább a magasabb iskolai végzettséggel rendelkezők kötnek vegyes házasságot.

Négy kategóriára osztva a mintát iskolai végzettség szerint (érettségi nélküliek, érettségizettek, felsőfokú oktatásban részt vettek, diplomások) az látható, hogy 1940 és 1960 között a fehérek körében a legalacsonyabb iskolai végzettségűek hajlottak leginkább a vegyes házasságra, majd az 1960-as és 1970-es években a magasabb iskolai végzettséggel rendelkezők egy magasabb arányt értek el ezen a téren, és ez a tendencia 2000-ig folytatódott. Hasonló folyamatok figyelhetők meg a sárga és a fekete bőrszínűek esetén is.

A katonai szolgálatot teljesítő személyek kénytelenek közeli kapcsolatba kerülni és megbízni más bőrszínű és etnikai kötődéssel

rendelkező honfitársaikban. Az adatok összevetése azt mutatja, hogy a fekete és a fehér mintában 1940 és 1960 között nem volt szignifikáns eltérés a hadviselt és a nem hadviselt polgárok között vegyes házasságok terén. 1960 után azonban a növekedés hadviselt minta esetén kicsivel nagyobb volt, mint a nem hadviselt mintát tekintve. A minta sárga bőrszínű hányada azonban nem követte ezt a tendenciát: 1970-ig a vegyes házasságra való hajlam megegyezett a hadviselt és a nem hadviselt minta esetén, 1970 után pedig a nem hadviselt vegyes házasságra való hajlama jelentősebb volt, mint a hadviselt esetén.

A vegyes házasságok területi megoszlását az Egyesült Államok öt nagy régiójában (Nyugati, Északi, Középső, Appalache és Déli régió) vizsgálva, kizárólag az Egyesült Államokban született személyek adatait használva azt a meglepő eredményt kapjuk, hogy 1880 és 1960 között az egyes régiókban a vegyes házasságra való hajlam lényegében megegyezett: minden régióban 0,5 százalék alatt állt, és egyik régióban sem volt kirívóan alacsony vagy magas érték. A vegyes házasságok arányának 1960 utáni növekedésével az egyes régiók adatai azonban egyre jobban eltértek egymástól. 2000-ben a Appalache régióban a fehérek által kötött vegyes házasságok aránya kiugróan magas volt: 1 százalék, ezt a Nyugati régió aránya követte 0,47 százalékkal. 1960 és 2000 között a Nyugati régióban folyamatosan magasabb volt a vegyes házasságok aránya, mint az Északi, Középső és Déli régiókban. Ez utóbbi három régió kisebb eltérésekkel egyező szinten állt a vizsgált időszakban.

Nagyobb vegyes házassági hajlandóság figyelhető meg azokban az államokban, melyek már a Legfelsőbb Bíróság határozata előtt eltörölték a vegyes házasságot akadályozó törvényeket, és ezekben az államokban a vegyes házasságok növekedésének üteme is gyorsabbnak mutatkozott, mint a többiben.

Jól látható tehát az eddigiekből, hogy a vegyes házasságra lépők szociális viszonyai változtak a XX. század során. Ugyanígy változtak az egyes bőrszínű csoportokra jellemző szociális és gazdasági helyzetek. Kérdés, hogy ezekkel a változásokkal magyarázhatók-e a vegyes házasságok arányainak változásai. Ha például a születési hely erősen befolyásolja a későbbi házastárs választását, és a sárgák szívesebben laknak a fehérek közelében, mint a feketék, akkor ez részben megmagyarázza, hogy miért nagyobb a fehérek és a sárgák vegyes házasságainak aránya, mint a feketék és a fehérek vegyes házasságainak aránya. De az is előfordulhat, hogy a fehér férfiak azért választanak inkább sárga nőt házastársul, mert ők jobb szociális helyzetben vannak, mint a feketék. Ahhoz, hogy ezt alaposabban lehessen vizsgálni, részeire kell bontani a vegyes házasságokban részt vevő személyek mutatóit, és meg kell nézni a házastársak életkorát, születési helyét, lakóhelyét, iskolai végzettségét stb.

Oaxaca mutatóit felhasználva az figyelhető meg, hogy 1940 és 2000 között az esetek nagy részében nem magyarázható szociális mutatókkal a vegyes házasságok aránya. 2000-ben lényegében csak a fehér férfiak sárga nőekkel és a fehér nők fekete férfiakkal kötött házasságát lehet megmagyarázni a lakóhely, iskolai végzettség stb. segítségével. Az összes többi esetben a számítások alapján alacsonyabb vegyes házassági arányszámnak kellene előállnia, mint ami ténylegesen előállt, vagyis az egyes bőrszínű csoportok változó szociális mutatóival nem lehet megmagyarázni a vegyes házasságok arányszámait változását.

A lehetséges magyarázatok megtalálása érdekében nézzük a következő három modellt: a társadalmi csereelméletet, a kereső-kölcsönható modellt és a Becker-féle házassági modellt.

A vegyes házasságokra alkalmazott modellek közül talán a *társadalmi csereelmélet* a leggyakoribb. Röviden összefoglalva azt jelen-

ti, hogy ha egy személy szociálisan gyengébb féllal házasodik, akkor a gyengébb félnek ezt máshogyan kell ellensúlyoznia: jó megjelenésű, képzetesebb a házastársánál stb. Elfogadott feltevés, hogy a fehér bőrszín szociálisan előnyösebb, mint más bőrszín, vagyis a fehérek által kötött vegyes házasságokban a másik félnek elvileg valami pluszt kell hoznia a kapcsolatba. Több helyen is támadható a modell, hiszen a vegyes házasságra hajlamos fekete bőrszínűek iskolai végzettsége alacsonyabb, mint az összes vegyes házasság átlagos iskolai végzettsége, azaz a modell szerint nem házasodnának fehér bőrszínű házastársaikkal. Az elmélet bizonyos részeit magyarázhatja a változásoknak, de a leglényegesebb kérdésekre nem ad választ.

A *keresési modellben* az egyes személyek véletlenszerűen kerülnek kapcsolatba a potenciális házastárssal. A találkozás után elutasítják vagy kölcsönösen elfogadják egymást, jó részt az egyes személyek megismert tulajdonságai alapján. A modellben tehát véletlenszerű választások történnek, ezeket azonban súlyozza a kor, iskolai végzettség stb. Ha a modellt 17 nagyváros 1940 és 2000 közötti adataira alkalmazzuk, de nem súlyozzuk a személyeket bőrszín szerint, akkor az adatok alapján jóval nagyobb mennyiségű vegyes-házasság lehetne elvárható, mint amennyi valójában történt. A modell semmiféle magyarázattal nem szolgál tehát a vegyes házasságok arányszámának változásairól, hanem azt mutatja, hogy a más bőrszínűvel történő házassági kedv alacsonyabb, mint a saját bőrszínűvel történő házasságra való kedv, és ez nem magyarázható pusztán az egyes bőrszínek előfordulási arányával.

Becker elmélete a házasságkötéseket piaci alapon vizsgálja. A modell alapja a háztartási termelés mértéke, a potenciális házastársak ez alapján kerülnek osztályozásra. A sok lehetséges házastársat az alapján elemzi, hogy mekkora a háztartási termelés, a gyerekszám, a tár-

sadalomban elfoglalt hely stb. Minden háztartásnak adott egy kalkulált termelési értéke, és egy házasság akkor jön létre, ha mindkét fél esetén az ebből adódó nyereség meghaladja az egyedülállóságból adódó nyereséget. Vagyis két fél nem házasodik össze a modellben, ha az egyik rosszul jár az „üzlettel”. Az alapvető kérdés, hogy a két találkozó háztartás jellemzői pótlólagosak (eltérők) vagy kiegészítők (egyezők): első esetben negatív párosítású házasság jön létre, másodikban pozitív.

Vizsgáljunk olyan egyszerűsített modellt, ahol csak két háztartási jellemzőt nézünk: a fekete, illetve a fehér bórszint és a humántőkét. Ilyen egyszerűsített modellben világos, hogy két eset állhat elő. Ha a bórszintből fakadó eltérő jellemzőket a humántőke nem tudja ellensúlyozni, akkor nem születnek vegyes házasságok. Ha képes rá, akkor vegyes házasságok születnek, de inkább a magasabb iskolázottsággal rendelkezők körében, mivel egy kis kompenzációt mindenképpen igényel az eltérő bórszint.

Ha a modellt összevetjük az adatokkal, akkor a következőket látjuk: 1880 és 1960 között a piac legfontosabb jellemzője az eltérő bórszint volt. Akkoriban semmilyen humántőke nem volt képes ellensúlyozni a vegyes házasságból fakadó szociális hátrányokat. 1960 után azonban a bórszinnél fontosabbá váltak más jellemzők, például az iskolai végzettség. Ha még elfogadjuk a feltevést, hogy a sárga bórszínűekkel kötött vegyes házasság szociálisan előnyösebb, mint a fekete bórszínűvel kötött házasság, akkor ez megmagyarázza az egyes csoportokban eltérő vegyes házassági arányokat.

A modell egyszerűsége miatt természetesen nem fogadható el maradéktalanul, de a vizsgált modellek közül mégis ez az egyetlen, amely a későbbiekben kidolgozottabb formában lehetőséget nyújthat arra, hogy az amerikai társadalomnak ezt a fontos kérdését vizsgálni lehessen.

Lencsés Ákos,

a KSH Könyvtár tájékoztató könyvtárosa
E-mail: akos.lencses@ksh.hu

Kiadók ajánlata

ABELL, M. L. – BRASELTON, J. P. [2008]: *Mathematica by Example, 4th Edition*. Mathematica programcsomag példákkal, 4. kiadás.) Academic Press. London, New York, San Diego.

A „Mathematica programcsomag példákkal” című, negyedik kiadásban megjelent könyv a „Mathematica” programozási nyelvet szándékozik bemutatni a széles közönség számára. Ez minden olyan diák, kutató és programozó ideális tankönyve, akik meg akarják tanulni vagy el akarják mélyíteni „Mathematica” ismereteiket. A program számos területen szolgál segítségként a szakem-

berek, a kutatók, a tudósok, a diákok és az oktatók számára a komplex problémák megoldásában, beleértve a biológiát, a fizikát és a műszaki területet is. A könyv fő jellemzőiként említhető, hogy a felépítése világos, a témát teljesen lefedi és jól érthető a kezdők számára. Teljesen kompatibilis a Mathematica 6.0-val. Új alkalmazásokat, gyakorlatokat és példákat tartalmaz számos területről, többek között biológiából, fizikából és műszaki tudományokból. CD-ROM melléklete is van a könyvben szereplő összes Mathematica inputtal, ami azért hasznos a diákok számára, mert így nem kell kódokat és parancsokat begépelniük.

MORGAN, F. [2008]: *Geometric Measure Theory, 4th Edition. A Beginners' Guide.* (Geometriai méréselmélet kezdőknek, 4. kiadás.) Academic Press. London, New York, San Diego.

A „Geometriai méréselmélet kezdőknek” című könyv keretként szolgál egy kristály, egy buborékklaszter vagy egy sokaság felépítésének megértéséhez. A mű egyetlen olyan diák számára sem nélkülözhető, aki meg akarja tanulni a geometriai méréselméletet, de számot tarthat a területen dolgozó kutatók és matematikusok érdeklődésére is. *Morgan* a bizonyításokkal és a technikai problémákkal szemben a geometriára helyezi a hangsúlyt, gyors és hatékony bepillantást nyújtva ezzel a téma számos területébe.

A negyedik kiadás újdonságai közé sorolhatjuk a bőséges illusztrációt, példákat, gyakorlatokat és azok megoldásait; a buborékklaszterek vizsgálatának legújabb eredményeit, egy új fejezetet a szférikus duplabuborékokról, a Gauss térről és a tóruszról; valamint a sűrűséggel rendelkező topológiai terekről és a Poincaré-sejtés *Perelman* általi bizonyításáról. A könyv összeállításában diákok is közreműködtek.

BRONSON, R. – COSTA, G. B. [2008]: *Matrix Methods, 3rd Edition. Applied Linear Algebra.* (Mátrixmódszerek, 3. kiadás. Alkalmazott lineáris algebra.) Academic Press. London, New York, San Diego.

A „Mátrixmódszerek: alkalmazott lineáris algebra”, mint tankönyv egyedülálló és átfogó egyensúlyt teremt az elmélet és a mátrixszámítás között. A mátrixok alkalmazása azonban nemcsak a matematikusok számára fontos. A műszaki tudományokban az évek során bekövetkezett gyors változások eredményeképpen drámaian megnőtt használata más területeken is. A mátrixmódszerek a lineáris algebra alapját képezik, és alkalmazásuk segítséget nyújt a

kémikusok, a fizikusok, a mérnökök, a statisztikusok és a közgazdászok számára a valós világ problémáinak megoldásában. Az alkalmazások (mint például a Markov-láncok, a gráfelmélet és a Leontief-modellek) az első fejezetekbe kerültek. A könyv jól érthető, de az algebra szilárd ismerete előfeltétel az anyag legnagyobb részének megértéséhez. E kiadásban már a lineáris programozásról és a Markov-láncokról szóló új fejezetek is helyet kaptak. A technikai alkalmazásokat függelék mutatja be, különös hangsúlyt helyezve a számítógépalgebrai rendszerekre (CAS) MATLAB.

JEFFREY, A. – DAI, H. H. [2008]: *Handbook of Mathematical Formulas and Integrals, 4th Edition.* (Matematikai képletek és integrálok kézikönyve, 4. kiadás.) Academic Press. London, New York, San Diego.

Alan Jeffrey és jelenlegi társszerzője, *dr. Hui Hui Dai* által írt klasszikus munkát a kiegészítések széles köre és egy új fejezet teszi még nélkülözhetetlenebb referenciaművé az alkalmazott matematika, a mérnöki tudomány, valamint a fizika kutatói és diákjai számára. Fontos képletekhez, függvények közötti kapcsolatokhoz, a mátrixelmélettől és az általános függvények integráljaitól a vektorszámításig terjedő matematikai technikákhoz, közönséges és parciális differenciálegyenletekhez, speciális függvényekhez, Fourier-féle sorozatokhoz, ortogonális polinomokhoz, illetve a Laplace- és a Fourier-transzformációkhoz nyújt gyors hozzáférést. E kiadás előkészítésekor a szerzők kihasználták a nemrégiben átdolgozott, hetedik kiadásban megjelent Gradshteyn- és Ryzhik-féle „Table of Integrals, Series, and Products” (Integráltáblázatok, sorozatok és szorzatok) című könyv, illetve más fontos kézikönyvek által kínált lehetőségeket. A szerzők a kézikönyv harmadik kiadásának használói-tól/olvasóitól kapott javaslatok alapján számos részt kibővítettek és a művet a hasznos leképe-

zések gyűjteményével kiegészített, a konform leképezésről szóló új fejezettel gyarapították a síkbeli Laplace-egyenlőség határérték-problémáinak jelentősége miatt. A negyedik kiadás

jellegetessége a CD-ROM melléklet, mely hasznos megjegyzésekkel együtt szabad hozzáférést biztosít a könyv leggyakrabban használt részeihez.

Társfolyóiratok



A FRANCIA GAZDASÁGI ÉS PÉNZÜGYMI-
NISZTÉRIUM ÉS A STATISZTIKAI ÉS
GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2007. ÉVI 412. SZÁM

Chéron, A. – Ding, G.: A keresetek és a munkavállalói mobilitás közötti kapcsolat kérdése. A hagyományos munkakeresői modellek kihívásai.

Picart, C.: Munkahely és munkaerő-áramlás Franciaországban – újraértékelés.

Arnaud, F. et al.: A francia adójóváírás motiváló ereje az alacsony keresettel rendelkezők számára: egy bonyolult folyamat.



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 6. SZÁM

Dr. Csapó T. – Dr. Kocsis Zs.: A várossá válás reformja.

Zsótér B.: Változások a délkelet-alföldi Mezőhegyes életében várossá nyilvánítását követően.

Gaszó I. et al.: A nagyváros és környéke a kistérségi rendszer szempontjából. (II)

Dr. Pomázi I. – Szabó E.: A városi anyag-áramlás változása Budapesten.

Dr. Szabó P.: A gazdasági fejlettség egyenlőtlensége az Európai Unió különböző területi szintjein.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 10. SZÁM

Raiskaya, N. N. et al.: A feljövő piac ciklikus változásainak statisztikai vizsgálata az orosz gazdaság példáján keresztül.

Gadzhiev, Y. A. – Kolechkov, D. V.: Az Északi Szövetségi Körzet gazdasági fejlődésének területi egyenlőtlenségei.

Zherebin, V. M.: A társadalom fejlődésének új irányvonalai és az orosz gazdaság kérdése.

Tarasova, N. A.: Az állami statisztikai indikátorok meghatározásának összehasonlító módszertana és használata a „Népesség, jövedelem, fogyasztás” rendszerében.

Sultanova, Z. M.: Az állami statisztika eredményei és kihívásai Kazahsztánban.

A regisztrálásra nem kerülő tevékenységek becslése a FÁK országai bruttó hazai termékének számításához.

Radaev, V. V.: A termelés irányvonalai és a szabálytalan termelés elterjedése az orosz fogyasztói piacon.

Barsukova, S. Y.: A kalóztermékek három megjelenési formája: hamisítványok, szürke behozatal és utánzatok.

Kalina, R. I.: Az Orosz Statisztikai Hivatal információs és számítástechnikai rendszerének fejlesztése.

Bozhko, V. P. – Luri, A. V. – Sychev, E. B.: A statisztikai összeírások elsődleges adatfeldolgozásának optimális végrehajtási sorrendje.

Aychevsheva, R. P.: Egyéni vállalkozói adatfelvétel.

Ageenko, A. A. – Ilyina, N. I.: A nemzeti számlák rendszere mutatóinak minőségi becslését biztosító statisztikai információk semlegességének és megbízhatóságának javítása.

Radaev, V. V.: Közgazdasági főiskola – egyetem új „genetikus kóddal”.

Gokhberg, L. M. et al.: Statisztika az Állami Egyetem Közgazdasági Főiskoláján: az oktatási és tudományos irányzatok változása.

Zavyalov, F. N.: A Rummyantsev-féle általános számbavétel Ruténiában 1764 és 1768 között.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 10. SZÁM

Marciniak, G. – Kotowska, I. E.: A szociodemográfiai adatfelvételek fejlődése a Lengyel Statisztikai Hivatalnál.

Guzik, B.: Az SE-CCR-modell használata a struktúra és a technológiai verseny erejének meghatározásában.

Salamaga, M.: A munkanélküliség vizsgálata foglalkozási keresztmetszet alapján.

Tokarski, T.: A regionális termelési függvények becslése.

Stańczyk, E.: Innováció vajdasági szinten.

Ptaszyńska, B.: Az EU-tagállamok közötti fejlettségi szintek kiegyenlítése.

Gorczyca, M.: Lakáshelyzet Finnországban.

Żurawicz, A.: Aktivitás 2008 első felében.

Szakmai konferencia

A 2. SDMX (statisztikaiadat- és metaadatsere) globális konferenciára a Nemzetközi Fizetések Bankja (BIS), az Európai Központi Bank (ECB), az Eurostat, a Nemzetközi Valutaalap (IMF), az OECD, az Egyesült Nemzetek és a Világbank szervezésében 2009. január 19–21. között kerül sor az OECD konferenciaközpontjában, melyen a résztvevők az SDMX szabványokról és irányelvekről, valamint ezek nemzetközi és nemzeti szintű megvalósításáról fognak tárgyalásokat folytatni. Ezzel párhuzamosan műhelymunkára is lehetőség nyílik az SDMX ismeretének elmélyítése érdekében. A konferencia fő címzettjei a nemzeti és a nemzetközi statisztikai szervezetek, valamint a nemzeti bankok. Az érdeklődők további tájékoztatást a <http://www.oecd.org/dataoecd/7/5/41078664.html> honlapon kaphatnak.

Az „Új statisztikai technikák és technológiák” (New Techniques and Technologies for Statistics – NTTS) elnevezésű nemzetközi tudományos konferenciát az Eurostat 2009. február 18–20. között rendezi Brüsszelben, az Európai Bizottság Charlemagne épületében. A konferencia célja a 7. Kutatási és Fejlesztési Keretprogram keretében új innovatív projektek kidolgozásának elősegítése, valamint a kutatók közötti együttműködés ösztönzése a hivatalos statisztikák minőségének és hasznosságának javítása érdekében. A regisztrációs díj nélküli rendezvényt technológia- és know-how-cserével kapcsolják össze, mely nemcsak a hivatalos statisztikák készítőinek, illetve a statisztikai módszerek és eszközök fejlesztőinek találkozója, hanem egyben a megoldandó problémák meghatározásának fóruma is. További részletek a http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2913,73287230&_dad=portal&_schema=PORTAL#a honlapról tölthetők le.

