

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

79. ÉVFOLYAM 2. SZÁM

2001. FEBRUÁR

E SZÁM SZERZŐI:

Bukodi Erzsébet, a KSH osztályvezetője; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Illés Sándor* Ph.D., a KSH osztályvezetője; *Dr. Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Nyirtrai Ferencné dr.*, a közgazdaságtudomány doktora, a KSH ny. elnöke; *Iffj. Simon György* kandidátus, a KSH fogalmazója; Valkovics Emil, a szociológia tudomány doktora, a KSH Népszerűtudományi Kutató Intézet tudományos tanácsadója.

*

Éltető Ödön, a KSH ny. fősztályvezető-helyettese; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tudományos kutatója; *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főigazgatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3074 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2001
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 487-4341, 487-4343 Telefax: 487-4344
Internet: www.ksh.hu/statszml
E-mail: statszemle@ksh.gov.hu

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

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

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A Gompertz-függvény felhasználási lehetőségei a demográfiai modellezésben. – <u>Valkovics Emil</u>	121
--	-----

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

A házassági homogámia és heterogámia időbeli változása. – <i>Bukodi Erzsébet</i>	142
Külföldiek az Európai Unióból. – <i>Illés Sándor</i>	162
Egy potenciális „elefánt”: India. – <i>Ifj. Simon György</i>	178

SZEMLE

Leslie Kish (1910–2000). – <i>M. Á.</i>	198
Az EUROSTAT vezetőinek budapesti előadásai. – <i>Hunyadi László</i> .	200
Négy EU-ország statisztikai szolgálata. – <i>Nyitrai Ferencné dr.</i>	203

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	208
Szervezeti hírek – Közlemények	208

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Stock, G.: A koncentráció-megfigyelés javításának új lehetőségei a gazdaságstatisztikában. (<i>Waffenschmidt Jánosné</i>)	211
Greenlees, J.: Fogyasztói árindex: módszer a minőség- és választékváltozásra. (<i>Éltető Ödön</i>)	213

Dessrosières, A: Harmonizáció és minőség a társadalom- statisztikában. (Szász Kálmán)	215
Külföldi folyóiratszemle	217

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

A GOMPERTZ-FÜGGVÉNY FELHASZNÁLÁSI LEHETŐSÉGEI A DEMOGRÁFIAI MODELLEZÉSBN

VALKOVICS EMIL

A tanulmány *Benjamin Gompertz* először 1825-ben publikált, híressé vált függvényét mutatja be, melynek eredeti rendeltetése a „halandóság ereje” fogalmának a halandóság elemzéséhez történő bevezetése volt. Tanulmányunk az eredeti Gompertz-formula megfelelő átalakításával újradefiniálja a halandósági tábla függvényeit, és példákkal szemlélteti a Gompertz-függvény megnövekedett felhasználási lehetőségeit az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok és ez utóbbiak kumulált értékei, a házasság termékenység korszpecifikus arányszámai, a legalább i számú gyermeket szült nőknek a paritás-specifikus termékenységi táblákon belüli száma, a belső vándorlás korszpecifikus arányszámai, a halandósági tábla továbbélési függvénye és halálzási valószínűségei modellezésében. Bemutatja, hogy a Gompertz-függvény egyes esetekben kétszer, sőt háromszor is illeszthető az illeszthetőség szorosságának növelése, illetve valamely több függvényből álló modellrendszer előállítására céljából. Alkalmazási lehetőségeinek illusztrálása főként az 1983. évi magyarországi adatok felhasználásával történt.

TÁRGYSZÓ: Gompertz-függvény. Halandóság. Demográfia modellezés.

Benjamin Gompertz angol aktuárius (biztosítási matematikus) 1825-ben publikálta először a halandósági tábla, a halandóság ereje (force of mortality), illetve intenzitása mutatójának fogalmát és korszpecifikus értékei $[\mu(x)]$ alakulását leíró exponenciális formuláját abból a megfontolásból kiindulva, hogy ez az „erő”, illetve intenzitás az életkorral mértani sor szerint növekszik. Szerinte

$$\mu(x) = -\frac{1}{l(x)} \cdot \frac{d}{dx} l(x) = -\frac{d}{dx} \ln l(x) = Bc^x,$$

ahol $l(x)$ az x éves korig továbbélők számát, $\frac{dl(x)}{dx}$ pedig az $l(x)$ -nek az életkort szimbolizáló x szerinti differenciálhányadosát jelenti.

A $\mu(x) = Bc^x$ formulából adódik, hogy

$$\ln l(x) = -\int B \exp[x \ln c] dx = -\frac{B}{\ln c} c^x + \text{állandó},$$

ahol

$$-\frac{B}{\ln c} = \ln g,$$

vagyis $g = \exp\left(-\frac{B}{\ln c}\right)$ és az állandó $= \ln k$. Ennek alapján

$$-B = \ln k \times \ln c \text{ és } B = -[\ln k \times \ln c],$$

vagyis $\mu(x) = Bc^x = -[\ln k \times \ln c]c^x$ és $\ln l(x) = c^x \ln g + \ln k$.

A továbbélők Gompertz-függvénnyel becült száma:

$$\hat{l}(x) = kg^{c^x}$$

és

$$\hat{l}(x+1) = kg^{c^{x+1}}.$$

Ennek alapján a továbbélési valószínűség becült értéke:

$$\hat{p}(x) = \frac{l(x+1)}{l(x)} = \frac{kg^{c^{x+1}}}{kg^{c^x}} = g^{c^x(c-1)},$$

a halálzási valószínűségé pedig:

$$\hat{q}(x) = 1 - \hat{p}(x) = 1 - g^{c^x(c-1)}.$$

Az egyes életkorokban előforduló halálzások becült száma:

$$\hat{d}(x) = \hat{l}(x) - \hat{l}(x+1) = \hat{l}(x)\hat{q}(x) = k \left[g^{c^x} - g^{c^{x+1}} \right] = kg^{c^x} \left[1 - g^{c^x(c-1)} \right].$$

A halandósági táblabeli stacionér népesség becült száma:

$$\hat{L}(x) = 0,5 \left[\hat{l}(x) + \hat{l}(x+1) \right] = \frac{k}{2} \left[g^{c^x} + g^{c^{x+1}} \right].$$

A halandósági táblabeli korszpecifikus halálzási arányszám:

$$\hat{m}(x) = \hat{d}(x)/\hat{L}(x) = \frac{2 \left[g^{c^x} - g^{c^{x+1}} \right]}{c^x} = \frac{2 \left(g^{c^x} - g^{c^{x+1}} \right)}{g^{c^x} + g^{c^{x+1}}}.$$

Az x éves kortól leélendő összes évek becslött száma:

$$T(x) = \sum_{\omega}^x L(x) = \frac{k}{2} \sum_{\omega}^x [g^{c^x} + g^{c^{x+1}}].$$

Az x éves korban várható átlagos élettartam becslött nagysága:

$$e^0(x) = T(x)/l(x) = \frac{\frac{k}{2} [g^{c^x} + g^{c^{x+1}}]}{k g^{c^x}}.$$

A $\mu(x)$ értéke közelítő pontossággal a

$$\mu(x) \approx -\frac{1}{2} [\ln \hat{p}(x-1) + \ln \hat{p}(x)]$$

formulával is meghatározható és koréves részletezésű halandósági tábla birtokában a $\mu(0)$, $\mu(1)$ és $\mu(2)$ értékének kivételével kiszámítható a

$$\mu(x) = \frac{8[l(x-1) - l(x+1)] - [l(x-2) - l(x+2)]}{12l(x)}$$

formula felhasználásával is. Hároméves korig $\mu(x)$ többnyire az $l(x)$ értékekhez illesztett hiperbola felhasználásával becsülhető (közelítő pontossággal).¹

A demográfusok és aktuáriusok körében ismeretes, hogy Gompertz formuláját *Makeham* 1867-ben egy újabb állandó beiktatásával egészítette ki. A Gompertz–*Makeham*-formula szerint

$$\begin{aligned} \mu(x) &= A + Bc^x \\ l(x) &= k s^x g^{c^x} \\ p(x) &= s c^{x(c-1)} \quad \text{stb.} \end{aligned}$$

Gompertz eredeti formulájának csak két paramétere van, B és c . A halandóság erejének alakulását leíró görbe csak a születéstől a korai kamaszkori mélypontjáig és felnőttkori monoton jellegű emelkedésének a legfiatalabb életkortól kezdődően (a továbbélők teljes kihalásáig) alakul úgy, ahogyan azt szerzője leírta.

Az egyre növekvő tapasztalati anyag elemzése kapcsán az is egyértelművé vált, hogy az orvostudomány fejlődése, az egészségügyi rendszabályok és a morbiditást és mortalitást befolyásoló egyéb tényezők a különböző életkorúakat eltérő arányban érintik, ezért a különböző nemű és korú népesség halandóságának egymáshoz viszonyított nagysága állandóan változik, így a Gompertz- és a Gompertz–*Makeham*-formula sem alkalmas min

¹ Demonstrálását és gyakorlati alkalmazását lásd *J. H. Pollard* 1973-ban kiadott „Mathematical models for the growth of human populations” c. könyvében.

den esetben az említett korintervallumokon belül sem az emberi halandóság matematikai leírására. Leggyakrabban a halandósági tábla különböző függvényei empirikus értékeinek kiegyenlítésére, főleg pedig a legidősebb korúak halandóságának extrapoláció útján történő becslésére alkalmazzák, de felhasználják időnként a halandósági tábla egyes függvényei késői felnőtt- és öregkori értékeinek modellezésére is, amit tanulmányunk befejező részében illusztrálni is fogunk.

Az utóbbi években végzett matematikai–demográfiai kutatások egyik jelentős eredménye volt annak a kimutatása, hogy a Gompertz-függvény számos más demográfiai jelenség kor-, illetve tartamspecifikus arányszámainak és valószínűségeinek modellezésére is felhasználható. Ez utóbbiak közül a legjelentősebbek a következők.

1. Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok indirekt modellezése.
2. Az alacsony szintű házas termékenység korszpecifikus arányszámainak direkt és indirekt modellezése.
3. A magas szintű termékenységet leíró paritás-specifikus termékenységi táblák különböző függvényeinek direkt és indirekt modellezése.
4. A belső vándorlás korszpecifikus arányszámai egyes korintervallumokon belüli értékeinek direkt és indirekt modellezése, továbbá számos más olyan adatsor modellezése, melyek esetében a Gompertz-függvény más függvényekkel történő egyidejű alkalmazása útján állítható elő a kívánt matematikai modell.

Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok indirekt modellezésének a Gompertz-görbe illesztésén alapuló egyik módszere

Az elméleti görbék illesztése az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok empirikus értékeihez rendszerint közvetlen, direkt módszerrel történik, melynek során az arányszámok semmiféle előzetes átalakítására nem kerül sor. Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok modellezése azonban úgy is megvalósítható, hogy az arányszámokat előzetesen valamilyen transzformációnak vetjük alá és a transzformált arányszámokhoz illesztünk valamilyen ismert módszerrel (a momentumok módszerével, a maximum likelihood módszerrel, a legkisebb négyzetek módszerével stb.) valamilyen jól illeszkedő függvényt. E függvény helyettesítési értékein azután végrehajtjuk az ellentétes irányú transzformációt. Ha e transzformáció eredményei jól illeszkednek az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges értékeihez, az eljárás egészét az arányszámok indirekt modellezési módszerének fogadhatjuk el.

Esetünkben az indirekt módszer alkalmazása során az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges értékeit $[f_Y(y)]$ előzetesen 15 éves kortól 50 éves korig kumulatív módon összegezzük. A szülőképes (propagatív) kor kezdetétől kumulált transzverzális általános korszpecifikus termékenységi arányszámok modellezését ezután a Gompertz-görbe felhasználásával valósítjuk meg. Az arányszámok indirekt módon becsült értékeit (a Gompertz-görbe szomszédos helyettesítési értékeinek különbségeit) egybevetjük az arányszámok tényleges értékeivel: kiszámítjuk eltérésnégyzeteik összegét és az illeszkedés szorosságát mutató korrelációs index értékét. A Gompertz-görbe egyenletének egyik általánosan elterjedt megadási módja a halandósági tábla továbbélési függvényére vonatkozó változatának analógiájára előállított, de a szóban forgó jelenség különbözősége miatt más betűk használatával felírt $f_Y(y) = c a^{b^y}$ egyenlet, melyben y az életkort jelzi.

A kumulált általános korszpecifikus termékenységi arányszámok esetében $\ln a < 0$, $a < 1$ és $b < 1$. A Gompertz-görbe illesztése, paramétereinek előállításának egyik leg

egyszerűbb módja az ún. részösszegek módszerének az alkalmazása. E módszer alkalmazása során – mint azt *F. C. Mills*, *F. E. Croxton* és *D. J. Cowden*, *G. J. Wunsch*, *E. M. Murphy* és *D. N. Nagnur*, *S. M. Farrid* és *W. Brass* is kimutatta, a rendelkezésünkre álló adatokat előbb három egyenlő csoportra célszerű felosztanunk, majd ki kell számítanunk mindhárom csoport adatai természetes logaritmusainak az S_1 , S_2 és S_3 szimbólumokkal jelölhető összegét. Kimutatható, hogy

$$S_1 = \sum_{i=1}^n \ln y_i = n \ln c + b(\ln a) \frac{b^n - 1}{b - 1},$$

$$S_2 = \sum_{i=n+1}^{2n} \ln y_i = n \ln c + b^{n+1}(\ln a) \frac{b^n - 1}{b - 1},$$

$$S_3 = \sum_{i=2n+1}^{3n} \ln y_i = n \ln c + b^{2n+1}(\ln a) \frac{b^n - 1}{b - 1}.$$

A Gompertz-függvény a , b és c paramétereinek értékét ezután az alábbi formulák felhasználásával becsüljük:

$$b^n = \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1}; \quad b = \left(\frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1} \right)^{1/n}$$

$$\ln a = \left[\frac{(b-1)(S_2 - S_1)}{b(b^n - 1)^2} \right]; \quad a = \exp \left[\frac{(b-1)(S_2 - S_1)}{b(b^n - 1)^2} \right]$$

$$\ln c = \frac{1}{n} \left(\frac{S_1 S_3 - S_2^2}{S_1 + S_3 - 2S_2} \right); \quad c = \exp \left[\frac{1}{n} \left(\frac{S_1 S_3 - S_2^2}{S_1 + S_3 - 2S_2} \right) \right].$$

Esetünkben 35 adathoz kell a Gompertz-függvényt illeszteni. Az adatok n -nel jelzett száma az egyes adatsoportokban ezért $(35 - 2)/3 = 11$, ha a két utolsó adatot elhanyagoljuk.

Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok egyes korévekre vonatkozó becsült értékeit a kumulált tényleges értékeikhez illesztett Gompertz-görbe segítségével úgy számítjuk ki, hogy

- kiszámítjuk a Gompertz-görbe helyettesítési értékeit;
- az egyes helyettesítési értékeket kivonjuk az utánuk következő, egy évvel magasabb életkorra vonatkozó helyettesítési értékekből.

Mint ahogy esetünkben a Gompertz-függvénynek a halandósági tábla továbbélési függvényének modellezésére szolgáló változatát, vagyis az $\hat{l}(x) = k g^{c^x}$ háromparaméteres formula analógiájára készült

$$\sum_{y=15}^y f_Y(y) = c a^{b^y}$$

formulát használtuk, a korszpecifikus termékenységi arányszámok e függvény segítségével

vel becült szomszédos kumulált értékeinek különbségei, vagyis maguk az indirekt módon becült általános korszpecifikus termékenységi arányszámok az

$$\hat{f}_Y(y) = c \left[a^{b^y} - a^{b^{y+1}} \right] = c a^{b^y} \left[1 - a^{b^y(b-1)} \right]$$

formulákkal is kiszámíthatók.

A Gompertz-görbe szomszédos helyettesítési értékei különbségeként, vagy másként előállított, indirekt módon becült általános korszpecifikus termékenységi arányszámok értékeit ezen arányszámok tényleges értékeivel – mint jeleztük – eltérésnégyzeteik összegének kiszámítása útján vetjük egybe. Ezután kerülhet sor a korrelációs index értékének kiszámítására.

Az 1983. évi magyarországi korszpecifikus termékenységi arányszámok kumulált értékeihez illesztett Gompertz-függvény esetében $S_1 = 15,54297463$; $S_2 = 4,692052245$ és $S_3 = 6,070843150$, s ebből adódóan a paraméterek értéke:

$$a = 0,001587702; b = 0,783330372; c = 1,752529518,$$

az illesztett függvény tehát, annak figyelembevételével, hogy az első helyettesítési érték a 16 éves kor ($16 - 15 = 1$)

$$c a^{b^{(y-15)}} = 1,752529518 \times 0,001587702^{0,783330372^{(y-15)}}.$$

A Gompertz-görbe felhasználásán alapuló modellezési módszernek az 1983. évi magyarországi termékenységi adatok alapulvételével történő alkalmazását bemutató 1. ábrából és a Melléklet² 1. táblájából egyaránt kitűnik, hogy az illesztett görbe az arányszámok kumulált értékeit a szülőképes kor fiatalabb éveiben némileg alulbecsli, idősebb éveiben pedig némileg túlbecsli. Az egyes korévekre vonatkozó indirekt becslési eredmények ezzel összhangban kezdetben szintén alulbecsültek, később túlbecsültek; az alulbecslés, illetve a túlbecslés mértéke azonban nem számottevő, a Gompertz-görbe felhasználása egészében véve elfogadható pontosságúnak mondható direkt és indirekt becslési eredményeket ad. Megjegyezzük egyébként, hogy a becslési hibák jellege ugyanilyen számos más indirekt módszer alkalmazása esetében is, mértéke azonban esetenként különböző.

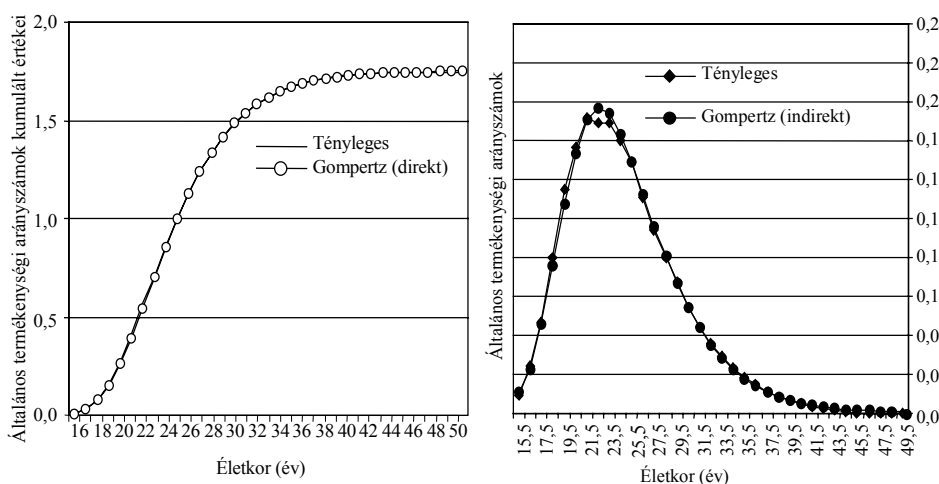
A Gompertz-görbe segítségével történő modellezés lehetőséget nyújt arra is, hogy valamely még befejezetlen termékenység befejeződését előrebecsüljük.³ Ez különösen azoknak a szerzőknek a munkáiból derül ki, akik a Gompertz-görbét női születési évjáratok termékenységének indirekt modellezésére használták (*G. J. Wunsch, S. M. Farrid, W. Brass* stb.). Transzverzálisan becült általános korszpecifikus termékenységi arányszámok Gompertz-görbe felhasználásán alapuló indirekt modellezése során legfeljebb a görbe paramétereinek felhasználásán alapuló transzverzális jellegű termékenység-előreszámítás válik egyes esetekben lehetővé.

² A Melléklet csak elektronikus formában készült. E szám megjelenésével egyidőben a Melléklet megtekinthető és díjmentesen letölthető a www.ksh.hu/statszml honlapról.

³ Továbbra is a részösszegek módszerét alkalmazva $3 \times 11 = 33$ adat felhasználása helyett némi engedmények árán $3 \times 10 = 30$, $3 \times 9 = 27$ stb. adat felhasználását is elfogadhatónak tekinthetjük.

A termékenységi arányszámoknak a Gompertz-görbe felhasználásán alapuló indirekt modellezése a legrégebben ismert indirekt modellezési eljárás. A többi indirekt módszer nemcsak „fiatalabb”, hanem közös sajátossága az is, hogy felhasználása során többnyire szerephez jut benne az előzetesen transzformált általános korszpecifikus termékenységi arányszámok polinomiális approximációja is.

1. ábra. Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok indirekt modellezése a kumulált értékeikhez illesztett Gompertz függvény segítségével



A Gompertz-függvény illeszkedésének szorosságát a korrelációs index felhasználásával mértük. Ez utóbbi ismert formulája:

$$I = \sqrt{1 - \frac{\sum [f_Y(y) - \hat{f}_Y(y)]^2}{\sum [f_Y(y) - \bar{f}_Y(y)]^2}},$$

melyben $\sum [f_Y(y) - \hat{f}_Y(y)]^2$ a tényleges és az illesztett modell felhasználásával becsült általános korszpecifikus termékenységi arányszámok közötti eltérések négyzeteinek összegét, $\sum [f_Y(y) - \bar{f}_Y(y)]^2$ pedig az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges értékei és az utóbbiak súlyozatlan aritmetikai átlaga közötti különbségek négyzeteinek összegét jelenti. Esetünkben $I = 0,99883$, ami a Gompertz-függvény igen jó illeszkedéséről tanúskodik.

Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok Gompertz-függvény felhasználásával történő indirekt modellezésének egy másik módszere

A demográfiában számos olyan adatsorral találkozunk, mely kizárólag pozitív számokból áll. A halandósági tábla továbbélési függvénye (kihalási rendje), az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok, a házasság termékenység korszpecifikus arányszá

mai, a legalább i számú gyermeket szült nők száma a paritás-specifikus termékenységi táblákban, a belső vándorlás korszpecifikus arányszámai és számos más adatsor kizárólag pozitív számokból áll. Ezek az adatsorok többek között úgy is felírhatók, illetve reprodukálhatók, hogy: 1. kiválasztunk egy adatot a modellezni kívánt adatsorból, és ezt hatványalapnak tekintjük; 2. előállítjuk a hatványkitevőknek azt a sorozatát, mely az adatsorban szereplő számok természetes logaritmusának és a hatványalapnak tekintett szám természetes logaritmusának hányadosaiból áll.

Az ezer nőre jutó élveszületések évi számaként értelmezett általános korszpecifikus termékenységi arányszámok kumulált értékei az

$$\left[\sum_{15}^{50} 1000 f_Y(y) \right] \left[\frac{\ln \sum_{15}^y 1000 f_Y(y) / \ln \sum_{15}^{50} 1000 f_Y(y)}{\ln \sum_{15}^{50} 1000 f_Y(y)} \right]$$

formulával is leírhatók, illetve reprodukálhatók, melyben $\sum_{15}^{50} 1000 f_Y(y)$ a teljes termékenységi arányszám (Total Fertility Rate – TFR), vagyis a korszpecifikus termékenységi arányszámok összegének értéke, $\sum_{15}^y 1000 f_Y(y)$ pedig ezeknek az arányszámoknak a szülőképes kor alsó határától y éves korig kumulált értéke ($15 < y < 50$). (Ebben és az ehhez hasonló többi esetben egy egynemű azonosságról van szó, hiszen általában

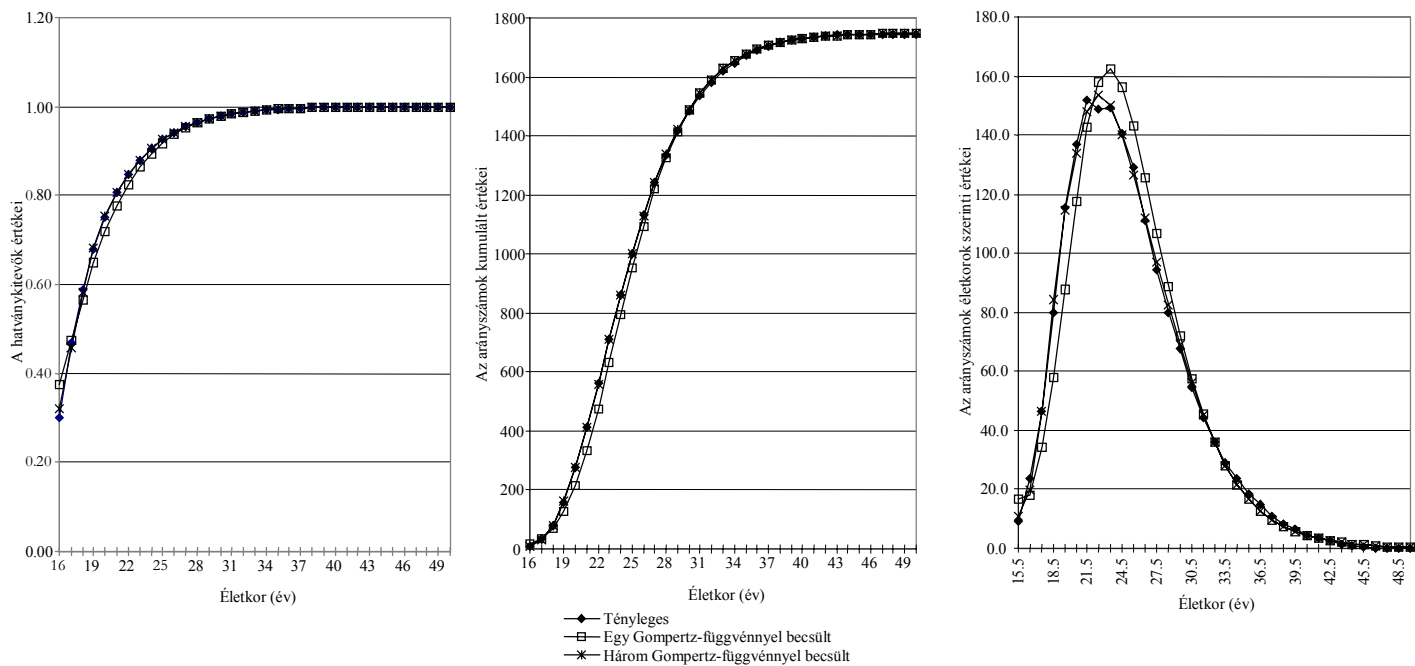
$$a^{\ln y / \ln a} = y, \text{ mert } (\ln y / \ln a) \cdot \ln a = \ln y.$$

A hatványkitevők sorozata számos esetben több függvény felhasználásával (illesztésével) is modellezhető. Monoton jelleggel növekvő, illetve csökkenő sorozatok esetében igen gyakran bizonyul jól illeszkedőnek a Gompertz-függvény is.⁴

A 2. ábra csupán azt szemlélteti, hogy az e kutatási jelentésben bemutatott módszerek egyike, mely azonos a dolgozatunkban javasolt módszerrel, jelentősen továbbfejleszhető azáltal, hogy a hatványkitevők sorozatához nemcsak egy, hanem két vagy ennél is több Gompertz-függvényt illesztünk. (Lásd még a Mellékletben a 2. táblát.) A hatványkitevők bemutatott sorozatához a részösszegek módszerével illesztett három Gompertz-függvény tanúsítja, hogy az illesztett Gompertz-függvények számának növekedésével nemcsak a termékenységi modell paramétereinek száma nő, hanem jelentősen nő az illeszkedés szorossága is, ami egyébként magától értetődő. A korrelációs index értéke csupán egy Gompertz-függvény illesztése esetében $I = 0,98387$, három Gompertz-függvény illesztése esetében pedig $I = 0,99932$. A harmadik Gompertz-függvényt illesztjük először. Ezt követően illesztjük a második és az első Gompertz-függvényt. Ez utóbbiakat az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok 1983. évi ezer nőre számított kumulált értékeinek a tényleges és már modellezett értékei közötti különbségekhez illesztjük.

⁴ Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok kumulált értékeinek összes eddig kidolgozott modellezési lehetőségeiről e dolgozat szerzője G. J. Wunsch professzorral társszerzőként tett közzé kutatási jelentést. Lásd: *Some possibilities of modelling the cumulated values of general age-specific fertility rates*. (1995) Working Paper, 178. sz. Institut de Démographie de l'Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Edition Academia.

2. ábra. Az 1983. évi magyarországi általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges és becült kumulált és életkorok szerinti értékei



A Gompertz-függvény más függvényekkel egyidejű alkalmazása az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok matematikai modelljének előállításánál során

Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok mint láttuk, az

$$f_Y(M)^{\left[\ln f_Y(y)/\ln f_Y(M)\right]}$$

formulával is leírhatók, illetve reprodukálhatók, melyben $f_Y(M)$ a modális (a legnagyobb) korszpecifikus termékenységi arányszám értékét, $f_Y(y)$ pedig (az életkort y -nal jelölve) a többi általános korszpecifikus termékenységi arányszám értékét jelenti.

A 3. ábra a magyarországi általános korszpecifikus termékenységi arányszámoknak a fenti transzformáción alapuló modellezését mutatja be. (Lásd még a Mellékletben a 3. táblát.) Az eljárás szemléltetésének céljára az 1983. évi általános korszpecifikus termékenységi arányszámokat választottuk ki, mert a KSH Népeségtudományi Kutató Intézetében ezekhez az adatokhoz illesztettük a legtöbb termékenységi modellt. Az egyéb modellezési eljárásokkal való egybevetés legnagyobb lehetőségeit tehát ennek az évnek a kiválasztása biztosítja.

A tényleges $\left[\ln f_Y(y)/\ln f_Y(M)\right]$ értékekhez először negyedfokú polinomot illesztünk az ortogonális polinomok módszerével, amit az abszcissa értékek (az életkorok) ekvidisztans (egyenlő távolságú) jellege tett lehetővé. Az ezen első közelítés eredményeként előállított termékenységi modell tehát az

$$f_Y(y) = f_Y(M)^{\left(d_0 + d_1 y + d_2 y^2 + d_3 y^3 + d_4 y^4\right)}$$

formulával adható meg, illetve írható le, melyben y , mint jeleztük, az életkort jelzi.

A hatványkitevők tényleges értékeihez ezután (második kísérletként) Gompertz-függvényt és egy egyszerű exponenciális függvényt illesztettünk. Először az egyszerű exponenciális függvényt illesztettük, ezt követően került sor a tényleges és az egyszerű exponenciális függvény segítségével becsült értékek különbsége modellezésének céljából a Gompertz-függvény illesztésére. Az így előállított termékenységi modell az

$$f_Y(y) = f_Y(M)^{\left[c_1 a_1^{(y-14,5)} + d \exp(gy)\right]}$$

formulával adható meg, illetve írható le.

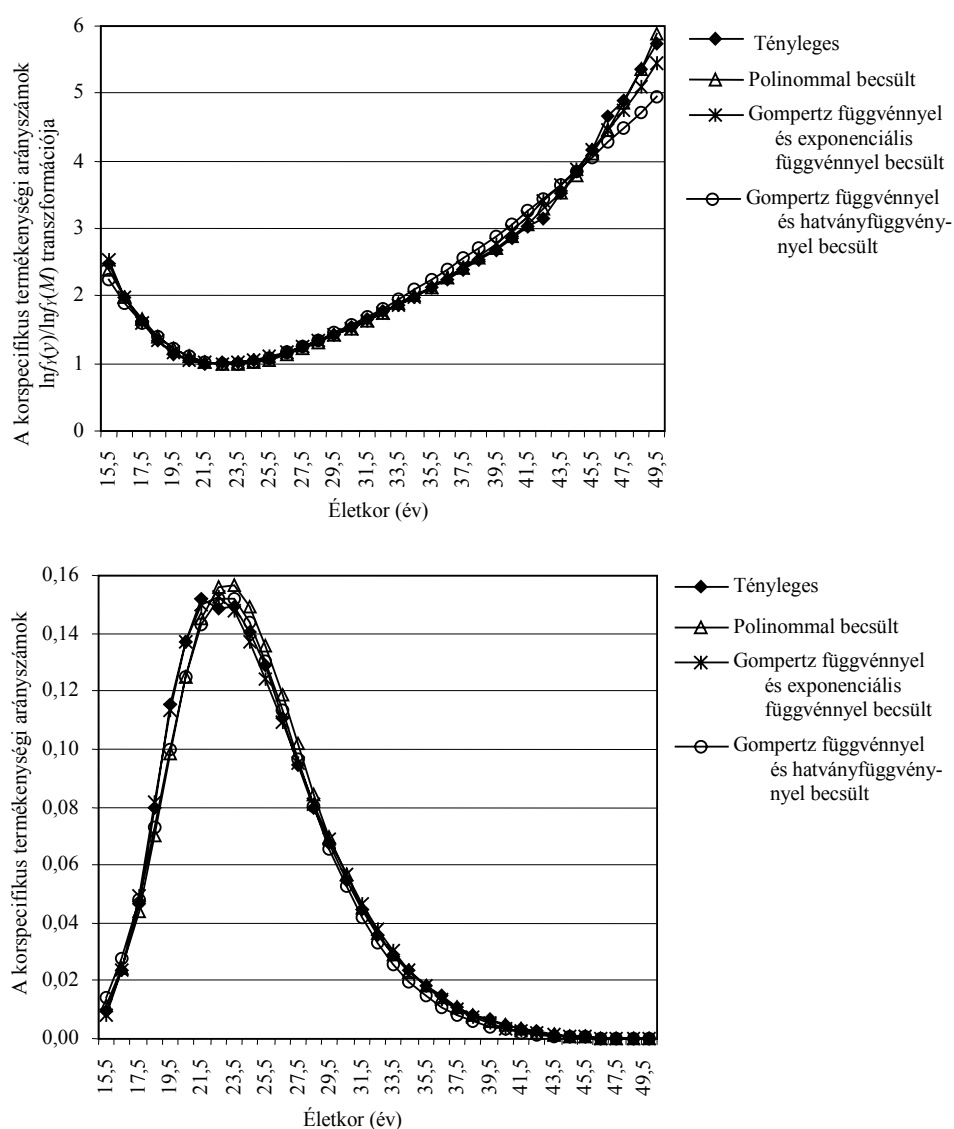
Az egyszerű exponenciális függvény illesztése a legkisebb négyzetek módszerével, a Gompertz-függvény illesztése pedig, ebben az esetben is a részösszegek módszerének felhasználásával történt.

A hatványkitevők tényleges értékeit ezután (harmadik közelítés) Gompertz-függvény és hatványfüggvény felhasználásával modelleztük. Először a hatványfüggvényt illesztettük, majd a tényleges és a hatványfüggvény segítségével becsült értékek különbségeihez Gompertz-függvényt illesztettünk. Az így előállított termékenységi modell:

$$\hat{f}_Y(y) = f_Y(M)^{\left[c_2 a_2^{(y-14,5)} + k y^h\right]}$$

A legszorosabb illeszkedés a három felsorolt esetben a Gompertz-függvény és az egyszerű exponenciális függvény illesztése útján volt elérhető ($I = 0,99945$), amit a hatványkitevők tényleges értékeinek Gompertz-függvény és hatványfüggvény illesztése útján történő modellezése követett ($I = 0,99636$). Kielégítően magas volt azonban az illeszkedés szorossága a hatványkitevők tényleges értékeinek negyedfokú ortogonális polinommal történő modellezése esetében is ($I = 0,99515$).

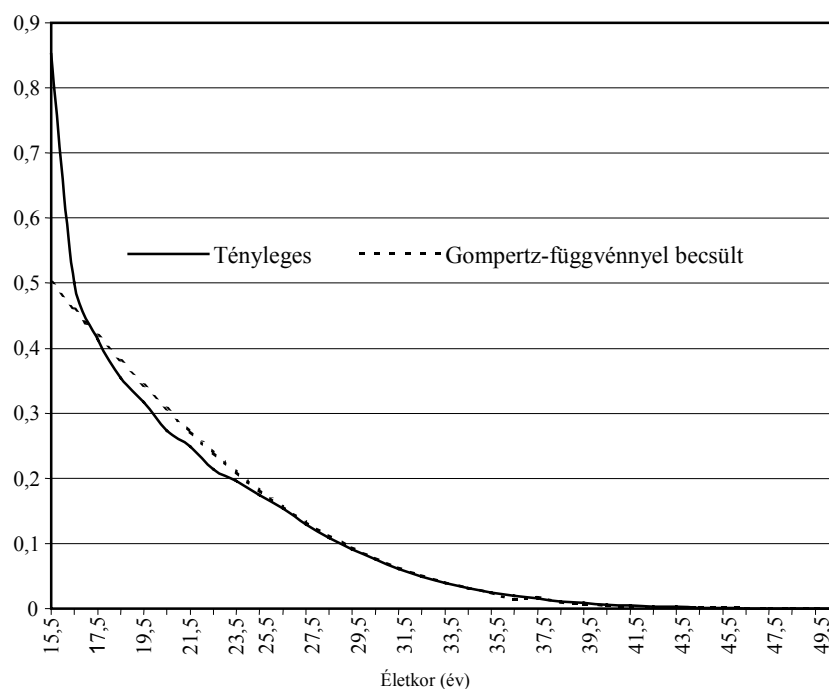
3. ábra. Az 1983. évi magyarországi általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges és indirekt módon becsült értéke



*Az alacsony szintű házasság termékenység korszpecifikus arányszámainak
direkt és indirekt modellezése*

A házasság termékenység korszpecifikus arányszámainak már több matematikai modelljét sikerült eddig előállítani. E dolgozat szerzője az alacsony szintű magyarországi házasság termékenység életkor szerinti alakulását leíró eddig publikált arányszámait a béta függvény, a Gompertz-függvény és negyedfokú ortogonális polinomok segítségével már korábban is sikeresen modellezte (1984). Ennek az 1983. évi adatok felhasználásával előállított eredményeit a 4. ábra mutatja be. (Lásd a Mellékletben a 4. táblát.)

*4. ábra. A házasság termékenység 1983. évi magyarországi korszpecifikus arányszámainak
direkt modellezése Gompertz-függvény segítségével*



*A magas szintű termékenységet leíró paritás-specifikus termékenységi táblák
különböző függvényeinek direkt és indirekt modellezése*

A családnövekedési, illetve gyermekszám-növekedési valószínűségek ismert fogalmát csaknem egyidejűleg *L. Henry* francia és *N. B. Ryder* amerikai demográfus vezette be a demográfiába. A paritás-specifikus termékenységi táblák e fogalom felhasználásán alapuló előállítását *G. Feichtinger* és *W. Lutz* osztrák demográfus nevéhez fűződik. Henry a családnövekedési valószínűségek fogalmát és kiszámítási módját 1972-ben kiadott „*Démographie, Analyse et Modèles*” című könyvében az 1888–1890-ben 20–21 éves korukban házasságba lépő norvégiai nők gyermekszám szerinti megoszlásából kiindulva vizsgálta

meg. Lutz a paritás-specifikus termékenységi tábla halandósági tábla analógiájára konstruált utolsó változatát „Distributional aspects of human fertility” című munkájában a kenyai kohorsz-termékenységi adatok felhasználásával mutatja be.

A paritás-specifikus termékenységi táblák első oszlopa a született gyermekek lehetséges születési sorszáma (i) sorolja fel, következő oszlopa pedig a legalább i számú gyermeket szült nők számát (F_i) tartalmazza. (Lásd az 1. táblát. A tábla ettől az elméleti sémától annyiban tér el, hogy tartalmaz becült adatokat is.)

Azt ezt követő oszlop a pontosan i számú gyermeket szült nők számát adja meg ($N_i = F_i - F_{i+1}$), a következő oszlop pedig a gyermekszám-növekedési valószínűségek értékét, vagyis azokat a valószínűségeket, hogy az i számú gyermeket szült nők megszülik $i + 1$ sorszámu gyermeküket is ($a_i = F_{i+1}/F_i$). Ennek komplementer értéke, vagyis annak a valószínűsége, hogy az eggyel magasabb sorszámu gyermek már nem születik meg [$1 - a_i = 1 - (F_{i+1}/F_i)$] nem minden esetben szerepel a paritás-specifikus termékenységi táblákban. Könnyen belátható, hogy $N_i = F_i - F_{i+1} = F_i(1 - a_i)$. Az a_0, a_1, a_2 stb. szimbólumokkal jelzett gyermekszám-növekedési valószínűségek alsó indexei eggyel kisebbek, mint ahányadik gyermek megszületésének valószínűségét jelzik: a_0 az első, a_1 a második, a_2 a harmadik stb. gyermek megszületésének valószínűségét jelenti.

A paritás-specifikus termékenységi táblák következő oszlopában szereplő adatok az F_i értékeknek az F_0 értékkel alkotott hányadosai (F_i/F_0), amit *Ryder* (1982) az i születési sorszámu gyermekekre vonatkozó teljes termékenységi arányszámnak nevez, ezek a különböző születési sorszámu gyermekek egy nőre jutó átlagos számát jelentik. Az ezt követő oszlop az i és i -nél magasabb születési sorszámu gyermekekre vonatkozó teljes termékenységi arányszám értékeit tartalmazza. (A halandósági táblában ezek lennének a T_x/l_0 értékek.)

A paritás-specifikus termékenységi táblák utolsó oszlopa azt mutatja be, hogy átlagosan hány gyermek születése várható még, ha az i születési sorszámu gyermek már megszületett. Értékei az i és i -nél magasabb születési sorszámu gyermekekre vonatkozó teljes termékenységi arányszám értékeinek a különböző születési sorszámu gyermekek egy nőre jutó számával (F_i/F_0) történő elosztása útján állíthatók elő.

A paritás-specifikus termékenységi tábla különböző függvényeinek modellezése legsikeresebben a legalább i számú gyermeket szült nők számát (F_i) tartalmazó oszlop adatainak direkt vagy indirekt modellezése és az eredményül kapott matematikai modell a többi mutató értékeinek kiszámítására történő felhasználása útján valósítható meg. A paritás-specifikus táblák F_i értékeihez, vagyis második oszlopának értékeihez direkt módon, és az F_i értékek különféle matematikai transzformációi után is sikeresen illeszthetünk Gompertz-függvényt (és természetesen más függvényeket is). Az 1. és a 2. tábla az 1888–1890-ben 20–21 éves korukban házasodott norvégiai nők gyermekszám szerinti megoszlásának adatainak felhasználásával előállított paritás-specifikus termékenységi tábla a legalább i számú gyermeket szült nők számát (F_i) tartalmazó (2) oszlopának adataihoz a részösszegek módszerével direkt módon és indirekt módon illesztett Gompertz-függvénnyel végzett modellezés eredményeit mutatja be. A tábla minden függvényének tényleges értékeit tartalmazó oszlopokat a becült értékeket tartalmazó oszlopok követik az eltérésnégyzetek összegének és az illeszkedés szorosságának feltüntetésével. Az F_i értékek modellezése során az F_0 értéktől eltekintettünk, minthogy legalább 0 gyermeket a példánkban szereplő nők mindegyike szült. A Gompertz-függvény illesztése során 15 adatot vettünk figyelembe: $n=15/3=5$.

1. tábla

Az 1888 és 1890 között 20–21 éves korokban házasodott norvég nők paritás-specifikus termékenységi táblája
függvényeinek tényleges és becült értékei

Születési sorsszám i	A legalább i sorszámú gyermeket szült nők		A pontosan i sorszámú gyermeket szült nők		A családnövekedési valószínűségek		Az egy nőre jutó élveszületések születési sorszám szerinti		Az i és nagyobb sorszámú születésekre vonatkozó teljes termékenységi arányszámok		Az i születési sorszám elérése után még várható születésszám	
	tényleges	becsült	tényleges	becsült	tényleges	becsült	tényleges	becsült	tényleges	becsült	tényleges	becsült
	száma		száma		értékei		száma		értéke		száma	
	F_i	\hat{F}_i^*	$F_i - F_{i+1}$	$\hat{F}_i - \hat{F}_{i+1}$	a_i	\hat{a}_i	$\bar{e}^{(i)}$	$\hat{e}^{(i)}$				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0	1000	1000	27	30	–	–	–	–	7,266	7,310	7,266	7,310
1	973	970	28	34	0,973	0,970	0,973	0,970	6,293	6,340	6,468	6,536
2	945	936	41	42	0,971	0,965	0,945	0,936	5,348	5,404	5,659	5,774
3	904	894	69	52	0,957	0,955	0,904	0,894	4,444	4,510	4,916	5,045
4	835	842	70	65	0,924	0,942	0,835	0,842	3,609	3,668	4,322	4,356
5	765	777	72	77	0,916	0,923	0,765	0,777	2,844	2,891	3,718	3,721
6	693	700	89	91	0,906	0,901	0,693	0,700	2,151	2,191	3,104	3,130
7	604	609	94	101	0,872	0,870	0,604	0,609	1,547	1,582	2,561	2,598
8	510	508	108	109	0,844	0,834	0,510	0,508	1,037	1,074	2,033	2,114
9	402	399	109	108	0,788	0,785	0,402	0,399	0,635	0,675	1,580	1,692
10	293	291	120	99	0,729	0,729	0,293	0,291	0,342	0,384	1,167	1,320
11	173	192	80	81	0,590	0,660	0,173	0,192	0,169	0,192	0,977	1,000
12	93	111	46	57	0,538	0,578	0,093	0,111	0,076	0,081	0,817	0,730
13	47	54	28	33	0,505	0,486	0,047	0,054	0,029	0,027	0,617	0,500
14	19	21	9	15	0,404	0,389	0,019	0,021	0,010	0,006	0,526	0,286
15+	10	6	10	6	0,526	0,286	0,010	0,006	–	–	–	–
Összesen	–	–	1000	1000	–	–	7,266	7,310	–	–	–	–
Az eltérésnégy- zetek összege		1228	–	1080	–	0,065246	–	0,001228	–	0,025459	–	0,161537
Az illeszkedés szorossága (1)		0,99970	–	0,97223	–	0,93849	–	0,99966	–	0,99985	–	0,99885

$$* \hat{F}_i = 1082,855287 \times 0,919575058^{(1,316734372^i)}$$

Megjegyzés. A becült értékeket a legalább i sorszámú gyermeket szült nők számához illesztett Gompertz-függvény szolgálja.

2. tábla

Az 1888–1890 között 20–21 éves korukban házasodott norvég nők paritás-specifikus termékenységi táblája függvényeinek tényleges és becslült értékei

Születési sor- szám i	F_i	A tényleges	A becslült	\hat{F}_i^*	A pontosan i sorszámú gyermeket szült nők		A családnövekedési valószínűségek		Az egy nőre jutó élveszületések születési sorszám szerinti		Az i és nagyobb sorszámú születésekre vonatkozó teljes termékenységi arányszámok		Az i születési sorszám elérése után még várható születésszám	
		$\ln F_i / \ln F_0$			tényleges	becslült	tényleges	becslült	tényleges	becslült	tényleges	becslült	tényleges	becslült
		értékek			száma		értékei		száma		értéke		száma	
					$F_i - F_{i+1}$	$\hat{F}_i - \hat{F}_{i+1}$	a_i	\hat{a}_i	$\bar{e}^{(i)}$	$\hat{e}^{(i)}$				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
0	1000	1,00000	1,00000	1000	27	48	–	–	–	–	7,266	7,293	7,266	7,293
1	973	0,99604	0,99289	952	28	24	0,973	0,952	0,973	0,952	6,293	6,341	6,468	6,661
2	945	0,99181	0,98912	928	41	34	0,971	0,975	0,945	0,928	5,348	5,413	5,659	5,833
3	904	0,98539	0,98382	894	69	45	0,957	0,963	0,904	0,894	4,444	4,519	4,916	5,055
4	835	0,97390	0,97638	849	70	58	0,924	0,950	0,835	0,849	3,609	3,670	4,322	4,323
5	765	0,96122	0,96598	791	72	76	0,916	0,932	0,765	0,791	2,844	2,879	3,718	3,640
6	693	0,94691	0,95148	715	89	93	0,906	0,904	0,693	0,715	2,151	2,164	3,104	3,027
7	604	0,92701	0,93137	622	94	108	0,872	0,870	0,604	0,622	1,547	1,542	2,561	2,479
8	510	0,90252	0,90369	514	108	118	0,844	0,826	0,510	0,514	1,037	1,028	2,033	2,000
9	402	0,86808	0,86599	396	109	117	0,788	0,770	0,402	0,396	0,635	0,632	1,580	1,596
10	293	0,82229	0,81542	279	120	102	0,729	0,705	0,293	0,279	0,342	0,353	1,167	1,265
11	173	0,74602	0,74899	177	80	79	0,590	0,634	0,173	0,177	0,169	0,176	0,977	0,994
12	93	0,65616	0,66429	98	46	50	0,538	0,554	0,093	0,098	0,076	0,078	0,817	0,796
13	47	0,55737	0,56074	48	28	27	0,505	0,490	0,047	0,048	0,029	0,030	0,617	0,625
14	19	0,42625	0,44138	21	9	12	0,404	0,438	0,019	0,021	0,010	0,009	0,526	0,429
15+	10	0,33333	0,31479	9	10	9	0,526	0,429	0,010	0,009	–	–	–	–
Összesen	–	–	–	–	1000	1000	–	–	7,266	7,293	–	–	–	–
Az eltérésnégy- zetek összege	–	–	–	2805	–	1970	–	0,015639	–	0,002805	–	0,018289	–	0,127465
Az illeszkedés szorossága (J)	–	–	–	0,99932	–	0,94874	–	0,98561	–	0,99923	–	0,99989	–	0,99909

$$* F_i^* = 1000 [1,002087764 \times 0,993488513^{(1,41222919^i)}]$$

Megjegyzés. A becslült értékeket a $\ln F_i / \ln F_0$ értékekhez illesztett Gompertz-függvény szolgálja.

Az 1. tábla esetében az F_i értékek modellezése direkt módszerrel történt, az illesztett Gompertz-függvény paramétereinek értéke a tábla alján megtalálható, helyettesítési értékeit (\hat{F}_i) pedig a (3) oszlop tartalmazza.

A 2. tábla esetében abból a megfontolásból indultunk ki, hogy a legalább i számú gyermeket szült nők száma a paritás-specifikus termékenységi táblákban többek között az

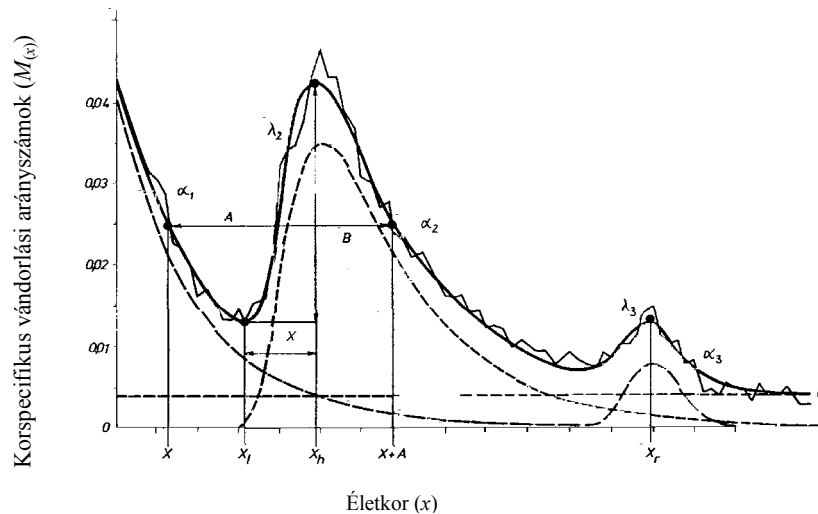
$$F_0^{(\ln F_i / \ln F_0)}$$

formulával is leírható, illetve reprodukálható, melyben F_0 a legalább 0 gyermeket szült, vagyis gyakorlatilag az összes nők ezerrel egyenlőnek vett számát, F_i pedig a legalább i , ($i=1, 2, 3, \dots$) gyermeket (vagyis a 0-nál több gyermeket) szült nők számát jelenti. A Gompertz-függvényt a (3) oszlopban szereplő $(\ln F_i / \ln F_0)$ értékekhez illesztettük, az illesztett függvény paramétereinek értéke a tábla alatt, helyettesítési értékei a tábla (4) oszlopában, a becslült \hat{F}_i értékeké pedig a tábla (5) oszlopában találhatók.

A belső vándorlás korspecifikus arányszámai egyes korintervallumokon belüli értékeinek direkt és indirekt modellezése

A belső vándorlás korspecifikus arányszámainak ismert modelljei közül a *Rogers, Raquillet és Castro* 1978-ban közzétett modellrendszere érdemel leginkább figyelmet. Ez a Laxenburgban (Ausztriában) működő Nemzetközi Alkalmazott Rendszerelemzési Intézetben (International Institute for Applied Systems Analysis – IIASA) kidolgozott modellrendszer a belső vándorlás arányszámait empirikus 5. ábra szerinti görbéjének négy, illetve esetenként csupán három szakaszra történő felosztásából és szakaszonkénti modellezéséből áll.

5. ábra. A belső vándorlás korspecifikus arányszámainak laxenburgi modellrendszere



Az első szakasz adataihoz a szerzők negatív regressziós együtthatójú exponenciális függvényt, a második, és ha létezik a harmadik szakasz adataihoz kettős exponenciális függvényt illesztettek. A modellrendszer egésze illeszkedése szorosságának növelése céljából a korszpecifikus vándorlási arányszámok becslült értékeihez hozzáadtak egy c -vel jelzett állandót. A belső vándorlás általuk $M(x)$ -szel jelzett korszpecifikus arányszámainak modellrendszere tehát a következő három regressziós görbe összegeként áll elő:

$$\begin{aligned} M(x) = & a_1 \exp(-\alpha_1 x) \\ & + a_2 \exp\{-\alpha_2(x - \mu_2) - \exp(-\lambda_2(x - \mu_2))\} \\ & + a_3 \exp\{-\alpha_3(x - \mu_3) - \exp(-\lambda_3(x - \mu_3))\} \\ & + c. \end{aligned}$$

A második és harmadik szakasz adataihoz illesztett kettős exponenciális függvény azonos a *Coale és McNeil* által a házassági arány és a termékenység modellezése céljára kidolgozott kettős exponenciális függvénnel. A modellrendszer egésze általában igen jól illeszkedik a belső vándorlás tényleges korszpecifikus arányszámaihoz.

Az arányszámok empirikus görbéjének szakaszokra bontását elfogadva többféle függvényt is megkíséreltünk illeszteni az egyes szakaszok empirikus adataihoz.

Az állandó és ideiglenes jellegű belső vándorlás 1981. évi korszpecifikus arányszámai $[v_1(y)]$ első (0 és 13 éves kor közötti) szegmentumát modellezve kimutathattuk, hogy csupán a korrelációs index (I) 0,9-nél nagyobb értékeit fogadva jó illeszkedést jelző értékeknek, a férfi népesség adatai esetében a negatív regressziós együtthatójú exponenciális függvényen ($I = 0,97838$) kívül a hatványkitevős (multiplikatív) regressziós függvény ($I = 0,95725$), a logaritmus regressziós függvény ($I = 0,98936$); a Gompertz-függvény ($I = 0,99268$) és a negyedfokú ortogonális polinom ($I = 0,99404$) is igen jó illeszkedésű. A Gompertz-függvény tehát valamelyest alkalmasabbnak bizonyult az első szakasz empirikus értékeinek modellezésére, mint a negatív regressziós együtthatójú exponenciális függvény. Hasonló eredményre jutottunk *John H. Pollard* professzorral a belső vándorlás 1989. évi nyugat-németországi arányszámai első szakaszának modellezése során is.

A női népesség 1981. évi adatai a hatványkitevős regressziós függvény kivételével még nagyobb sikerrel alkalmazhatók a felsorolt függvényekkel, tehát a Gompertz-függvénnel is modellezhetőnek bizonyultak, és hasonló eredménnyel zárultak a belső vándorlás korszpecifikus arányszámai harmadik (utolsó) csoportja modellezésének kísérletei is.

Megjegyezzük, hogy jó illeszkedésének bizonyult a Gompertz-függvény a női népesség második csoportba tartozó 1981. évi arányszámainak modellezése estében is, az arányszámok kumulált értékeihez illesztett Gompertz-függvény esetében az illeszkedés jóságát jelző korrelációs index (I) értéke 0,91405-et tett ki.

Kísérleteink alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a belső vándorlás korszpecifikus arányszámai szakaszonkénti modellezése létjogosultságának elismerése esetén sem szabad azt hinnünk, hogy a laxenburgi modellrendszer az erre a célra egyedül használható modellrendszer. Az arányszámok empirikus görbéje szakaszonkénti modellezése esetében az egyes szakaszoknál a legszorosabban illeszkedő függvénytípusból kell kialakítanunk azt a modellrendszert, mely az arányszámok empirikus görbéjének egésze

re vonatkozóan az eltérésnégyzetek összegét minimálissá, illetve a korrelációs index értékét maximálissá teszi.

A halandósági tábla továbbélési rendjének és halálozási valószínűségeinek indirekt modellezése

A halandósági tábla továbbélési rendjének és halálozási valószínűségeinek szintén több matematikai modellje ismeretes.

A halandósági tábla továbbélési rendje például az

$$l_1^{(\ln l_x / \ln l_1)}$$

formulával is leírható, illetve reprodukálható, ahol l_1 az egyéves egzakt életkorig továbbélők számát, l_x pedig az összes többi egzakt életkorig továbbélők számát jelenti. Adott esetben a férfi népesség és a női népesség 1983. évi halandósági táblájának továbbélési rendjét a hatványkitevők $\ln l_x / \ln l_1$ sorozatához illesztett függvények segítségével modellezzük. Az egyéves egzakt életkorig továbbélők száma magukból a halandósági táblákból származik. Az egységnyi gyökűvé átalakított halandósági táblák továbbélési rendjének becslült értékeit a fenti formula felhasználásával állítottuk elő, melyben a hatványkitevő már az illesztett függvényekkel becslült $\ln l_x / \ln l_1$ értékeket jelenti. A korszpecifikus halálozási valószínűségek becslült értékeit a továbbélési rend becslült értékeinek felhasználásával számítottuk ki $\hat{q}_x = (\hat{l}_x - \hat{l}_{x+1}) / \hat{l}_x$.

A továbbélési rend és a halálozási valószínűségek indirekt modellezésének eredményei szerint modellezési kísérletünk a női népesség halandósági táblája esetében sikeresebb mint a férfiakénál. Ez a megállapításunk elsősorban a halálozási valószínűségek modellezési eredményeire vonatkozóan igaz, de igaz a továbbélési rend modellezésének eredményeire vonatkozóan is. A továbbélési rend és a halálozási valószínűségek korai kamaszkori megfigyelt értékeinek eléggé szeszélyes alakulása jelentősen nehezítette munkánkat.

A hatványkitevők tényleges értékeinek modellezése – a férfi és a női népesség halandósági táblája esetében egyaránt – ebben az esetben azzal kezdődött, hogy a 40 éves kor feletti értékekhez a részösszegek módszerével Gompertz-függvényt illesztünk, melynek természetesen a 40 éves kor alatti életkorokra vonatkozóan is vannak zérustól eltérő helyettesítési értékei. Ezen értékek és a hatványkitevők tényleges értékei közötti, a férfiak esetében 10 éves kor feletti, a nők esetében 11 éves kor feletti különbségekhez illesztettük a második Gompertz-függvényt, melynek a jelzett életkorok alatti életkorokra vonatkozóan is vannak zérustól eltérő helyettesítési értékei. E helyettesítési értékek és a hatványkitevők tényleges értékei közötti, a férfiak esetében 2 éves kor feletti, a nők esetében 0 éves kor feletti különbségekhez illesztettük a harmadik Gompertz-függvényt, melynek illeszkedése szintén jónak bizonyult. A nők esetében a fiatalkori értékek további korrigálása céljából a momentumok módszerével a normális eloszlás sűrűségfüggvényét illesztettük, helyettesítési értékeit az m_0 momentum 0,14701-et kitevő értékeivel szorozva, ami tulajdonképpen a tényleges és a becslült értékek különbségeinek összege. A harmadik Gompertz-függvény egyébként a nők esetében csupán az egyéves, kétéves és a hároméves korra vonatkozó (adott esetben negatív előjelű) különbségeket korrigálja. A férfiak esetében a korai felnőttkori becslült értékek szorultak korrekcióra, amit a Heligman–Pollard-formula második komponensének illesztésével

korrigáltunk. További korrekcióktól részint azért tekintettünk el, hogy az illesztett függvények paramétereinek számát tovább ne növeljük, részint pedig azért, mert az illeszkedés szorosságát a továbbélési rend és a halálzási valószínűségek modelljei esetében is már kielégítő mértékűnek tekintettük.

Az illesztett függvények a férfi népesség 1983. évi halandósági táblája $\ln l_x / \ln l_1$ értékei esetében:

$$\begin{aligned} & - \text{az első Gompertz-függvény} = 0,00001125 \cdot 94 \cdot 363623,0719^{1,00520387 \cdot 0^{(x-40)}} \quad (n = 20); \\ & - \text{a második Gompertz-függvény} = 0,47998122 \cdot 95 \cdot 0,96266964 \cdot 42^{1,19108726 \cdot 3^{(x-10)}} \quad (n = 8); \\ & - \text{a harmadik Gompertz-függvény} = 0,18554514 \cdot 79 \cdot 0,94253995^{1,37792814 \cdot 1^{(x-2)}} \quad (n = 4); \\ & - \text{a Heligmann-Pollard-formula második komponensének módosított változata} = \\ & = -0,044005515 \cdot \exp[-35,9406955 \cdot (\ln x - \ln 18)^2]. \end{aligned}$$

E függvények helyettesítési értékeinek összegeként állanak elő azok a hatványkitevők, melyek a $l_1 = 0,97864$ hatványalpra hatványozva a továbbélők számának becsült értékeit és ez utóbbiak alapján a halálzási valószínűségek és a halandósági tábla többi függvénye becsült értékeit eredményezik.

Az illesztett függvények a női népesség 1983. évi halandósági táblája $\ln l_x / \ln l_1$ értékei esetében:

$$\begin{aligned} & - \text{az első Gompertz-függvény} = 0,0339031462 \cdot 77,39220412^{1,013394228^{(x-40)}} \quad (n = 20); \\ & - \text{a második Gompertz-függvény} = 0,65162115 \cdot 65 \cdot 0,85961294 \cdot 94^{1,09832845 \cdot 2^{(x-11)}} \quad (n = 11); \\ & - \text{a harmadik Gompertz-függvény} = -0,09031845 \cdot 92 \cdot 0,92715465 \cdot 11^{4,22574413 \cdot 8^x} \quad (n = 1); \\ & - \text{a Gauss-függvény} = \frac{0,14701}{\sqrt{(2\pi \cdot 5,766973165)}} \exp\left[-\frac{(x - 8,149989792)^2}{2 \cdot 5,766973165^2}\right]. \end{aligned}$$

E függvények helyettesítési értékeinek összegeként állanak elő azok a hatványkitevők, melyek a $l_1 = 0,98355$ hatványalpra hatványozva a továbbélők számának becsült értékeit és ez utóbbiak alapján a halálzási valószínűségek és a halandósági tábla többi függvénye becsült értékeit eredményezik.

Megjegyezzük, hogy a továbbélési rend, a halálzási valószínűségek és a halandósági tábla számos más függvényének léteznek az ebben a dolgozatban bemutatottól eltérő matematikai modelljei is.

*

A javasolt modellezési eljárások alkalmazási lehetőségeinek kiszélesítése érdekében végzett kísérletek még nem fejeződtek be, hiszen ezek az eljárások, legalábbis elvileg, számos más esetben is alkalmazhatók. Ezek egy részét e tanulmány szerzőjének *John H. Pollard* professzorral közösen írott tanulmánya (1995) is bemutatja.

A múltban már számos kísérlet történt, hogy az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok tényleges értékeit matematikai függvények illesztésével modellezzük. Ennek eredményeként több tanulmány is bemutatta a Hadwiger-függvény, a gamma függvény, a lognormális függvény, a Pearson család I. fő görbetípusa, a Pearson család III. görbetípusa, a béta függvény, a harmadfokú polinom, a Wald-függvény, a Weibull-függvény és a

Gompertz-függvény e célra való felhasználását. Igen jó az illeszkedés a Coale és Trussel által kidolgozott termékenységi modellben. A Coale és McNeil által eredetileg az első házasságkötések kormegoszlásának modellezése céljából kidolgozott eljárás pedig kiválóan alkalmas az első születések korszpecifikus arányszámainak, és alacsony termékenységi szint esetén az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok modellezésére. Számos siker született az indirekt modellezés terén is. A halandósági tábla továbbélési rendjének és halálozási valószínűségeinek számos modellezési kísérlete közül elsősorban L. Heligman és I. H. Pollard, valamint Valkovics Emil kísérlete érdemel említést.

E dolgozatunk csak igen szerény lépést kíván tenni azon a széles országúton, melyet kiváló demográfus kutatók az évek hosszú során át megépítettek és vonzóvá, hasznossá tettek.

IRODALOM

- BRASS, W. (1960): The graduation of fertility distribution by polynomial functions. *Population Studies*, 14. sz. 148–162. old.
- BRASS, W. et al (1968): *The demography of Tropical Africa*. Princeton University Press, Princeton.
- BRASS, W. (1974): Perspectives on population prediction: Illustrated by the Statistics of England and Wales. *Journal of the Royal Statistical Society*, 137. sz. 832–883. old.
- BRASS, W. (1978): Population projections for planning and policy. *Papers of the East-West Population Institute*, 55. sz. Honolulu, Hawaii.
- COALE, A. J. (1971): Age pattern of marriage. *Population Studies*, 25. évf. 2. sz. 193–214. old.
- COALE, A.J. – McNEIL, D. R. (1972): The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort. *Journal of the American Statistical Association*, 67. évf. 340. sz. 743–749. old.
- COALE, A.J. – TRUSSELL, T. J. (1974): Model fertility: Variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index*, 40. évf. 2.sz. 185–258. old.
- DAVIS, D.S. (1943): *Empirical equations and monography*. McGraw-Hill, New York–London, 57–62. old.
- DUCHENE, J. – GILLET-DE STEFANO, S. (1974): Ajustement analytique des courbes de fécondité générale. *Population et Famille*, 32. sz. 53–93. old.
- GILJE, E. (1969): Fitting curves to age-specific fertility rates: some examples. *Statistisk Tidskrift*, 7. sz. 118–134. old.
- GILJE, E. – YNTEMA, L. (1970): *Shifted Hadwiger fertility function*. Arbeitsnotader-Statistisk Sentralbyra, 16 old.
- FEICHTINGER, G. – LUTZ, W. (1983): Eine Fruchtbarkeitshafel auf Paritätsbasis, *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 4. évf. 363–377. old.
- HELIGMAN, L. – POLLARD, J. H. (1977.): The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 1980. 107 évf. 49–80. old.
- HENRY, L. (1961): Some data on natural fertility. *Eugenics Quarterly*, 8. évf. 2. sz. 81–91. old.
- HOEM, F. M. – BERGE, E. (1975): Some problems in Hadwiger fertility graduation. *Scandinavian Actuarial Journal*, 58. sz. 129–144. old.
- HOEM, F. M. – MADSEN, D. – NIELSEN, J. L. – OHLSEN, E. M. – HANSEN, H. O. – RENNERMALM, B. (1981): Experiments in modelling recent Danish fertility curves. *Demography*, 18. évf. 2. sz. 231–244. old.
- HYRENIUS, H. – SUNDWALL, A. – NYGREN, O. (1974): Methods of fitting a Pearson Type I function to age-specific fertility rates. *Statistisk Tidskrift*, 2. sz. 133–142. old.
- KAMARÁS F. (1991): A termékenység alakulása a népességpolitikai intézkedések tükrében. *Demográfia*, 34. évf. 3–4. sz., 359–382. old.
- KAMARÁS F. (1996): *Termékenységi adattár*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 388 old.
- KEYFITZ, N. (1969): *Introduction to the mathematics of population*. Addison Wesley, 450 old.
- MAKEHAM, W. M. (1967): On the law of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 13. évf. 325–358. old.
- MITRA, S. (1967): The pattern of age-specific fertility rates. *Demography*, 2. sz. 894–906. old.
- MITRA, S. (1970): Graduation of net maternity function. *Sankhya*. Series B, 32. sz. 63–68. old.
- MITRA, S. (1984): On the characteristics of the parameters of a life table function. *Genus*, 40. évf. 102. sz. 47–56. old.
- MITRA, S. – ROMANIUK, A. (1972): Pearsonian Type I curve and its fertility projection potentials. *Demography*, 10. évf. 3. sz. 351–365. old.
- MITRA, S. – VALKOVICS, E. – JONES, D. – CLARKE, R. (1990): Graduation models for the age-specific marital fertility rates: The Hungarian example. In: *Journal of Official Statistics (International Review)* Published by Statistics Sweden, 6. évf. 1. sz.
- MURPHY, E. M. – NAGNUR, D. N. (1972): A Gompertz fit that fits: Application to Canadian fertility patterns. *Demography*, 9. évf. 1. sz. 35–50. old.
- POLLARD, J. H. (1973): *Mathematical models for the growth of human populations*. Cambridge University Press. Cambridge, London, New York, Melbourne, 186 old.
- POLLARD, J. H. (1991): Fun with Gompertz. *Genus*, 47. évf. 1–20. old.
- POLLARD, J. H. – VALKOVICS, E. J. (1992): The Gompertz distribution and its applications. *Genus*, 48. évf. 3–4. sz. 15–28. old.
- POLLARD, J. H. – VALKOVICS, E. J. (1995): *On the use of the truncated Gompertz distribution and other models to represent the parity progression functions of high fertility populations*. Research Paper, 6. sz. School of Economic and Financial Studies, Macquarie University, Sidney NSW, 29 old.

- POLLARD, J. H. – VALKOVICS, E. (1997): On the use of the truncated Gompertz distribution and other models to represent the parity progression functions of high fertility populations, *Mathematical Population Studies*, 6. évf. 4. sz. 291–305. old.
- ROGERS, A. – CASTRO, L. F. (1981): *Model migration schedules*. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria, Research Report.
- ROMANIUK, A. (1973): A three-parameter model for birth projections. *Population Studies*, 27. évf. 3. sz. 467–478. old.
- TALWAR, P. P. (1970): *Age patterns of fertility*. Institute of Statistics, Mimeo Series, 656. sz. Chapel Hill: University of North Carolina.
- TEKSE, K. (1967): On demographic models of age-specific fertility rates. *Statistisk Tidskrift*, 5. évf. 3. sz. 189–207. old.
- VALKOVICS, E. (1983): Az általános korszpecifikus termékenységi arányszámok néhány direkt módon illeszthető modelljéről. *Demográfia*, 26. évf. 14. sz. 522–567. old.
- VALKOVICS, E. (1983): Une méthode indirecte de modélisation des taux de fécondité générale par âge. *European Demographic Information Bulletin*, 14. évf. 1. sz. 11–27. old.
- VALKOVICS, E. (1984): Kísérletek a házasság termékenységi korszpecifikus arányszámainak modellezésére. *KSH Népeségutómozási Kutató Intézet*, Budapest.
- VALKOVICS, E. (1985): *Réflexions sur les possibilités de modélisation des taux de migration interne par âge*. *Migration Interne. Collecte des données et méthodes d'analyse. Chaire Quetelet '83*. Département de Démographie, Université Catholique de Louvain, 87–100. old.
- VALKOVICS, E. (1988): Polinomiális approximáció alkalmazása az általános korszpecifikus termékenységi arányok indirekt modellezésében. *Demográfia*, 31. évf. 1. sz. 67–120.
- VALKOVICS, E. – POLLARD, J. H. (1989): Some experiments in the fitting of Pearson curves to age-specific fertility rates using Hungarian data. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 15. évf. 4. sz. 427–442. old.
- VALKOVICS, E. (1991): Différentes utilisations d'une méthode indirecte de modélisation en démographie. *Population*, 46. évf. 6. sz. 1531–1550. old.
- VALKOVICS, E. (1994): Néhány gondolat a Heligman–Pollard formula három komponenséről. *Demográfia*, 37. évf. 4. sz. 203–229. old.
- VALKOVICS, E. – WUNSCH, G. (1995): *Some possibilities of modeling the cumulated values of general age-specific fertility rates*. Working Paper, 178. sz. Institut de Démographie. Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, 29 old.
- WUNSCH, G. (1966): Courbes de Gompertz et perspectives de fécondité. *Recherches Economiques de Louvain*, 6. sz. 457–468. old.
- YNTEMA, L. (1952): *Mathematical models of demographic analysis*. Leiden, 78 old.
- YNTEMA, L. (1969): On Hadwiger's fertility function. *Statistisk Tidskrift*, 7. sz. 113–117. old.

SUMMARY

The paper presents the famous function elaborated and published first in 1825 by Benjamin Gompertz when introducing the concept of the „force of mortality” in mortality analysis. All the life table functions are formulated by transforming the original Gompertz formula and numerical examples show the enlarged possibilities of the use of the Gompertz function for the purposes of direct and indirect modelling of the general age-specific fertility rates, the cumulated values of general age-specific fertility rates, the age-specific rates of marital fertility, the number of women reaching parity i or having at least i children in parity-progression fertility tables, the age-specific rates of internal migration, the life table survival function and the probabilities of dying in the life table. It is shown that the Gompertz function may be fitted in special cases even twice or even three times for improving the quality of fit of the model to empirical data or for creating a system of models consisting of several functions. The corresponding Hungarian data for 1983 were mainly used for demonstration.

A HÁZASSÁGI HOMOGÁMIA ÉS HETEROGÁMIA IDŐBELI VÁLTOZÁSA*

BUKODI ERZSÉBET

A tanulmány vizsgálja azokat a változásokat, amelyek az utóbbi néhány évtizedben a partnerszelekciós döntések alakulásában Magyarországon történtek. Az eredmények szerint a házassági döntések egyre inkább „teljesítmény-alapúak”, azaz, a partnerek megválasztásakor egyre nagyobb szerep jut az iskolázottságnak, képzettségnek. Ugyanakkor nem mondhatjuk azt, hogy ez az „örökölt” jellemzőkön alapuló párválasztás „rovására” történne, hiszen a származási jellemzőkön nyugvó házassági hajlandóság alig-alig változott az utóbbi évtizedekben. Figyelemre méltóak az iskolai fokozatok, illetve a származási csoportok szerinti különbségek. Az adatok azt jelzik, hogy a házassági homogámia, egyrészt, a legalacsonyabb és a legmagasabb végzettségűeknél a legnagyobb, másrészt, éppen ezen két képzettségi csoport esetében nőtt a leginkább az elmúlt időszakban. A származási homogámia vonatkozásában erősödés egyedül a hierarchia tetején, a diplomás szülők esetében volt tapasztalható.

TÁRGYSZÓ: Házassági homogámia. Heterogámia. Log-lineáris modellek.

A különböző társadalmi csoportok tagjai közötti házasságot – hasonlóan a nemzedékek közötti mobilitási mintákhoz – a rétegződéssel foglalkozó kutatók a társadalom nyitottsága, illetve zártsága egyik fontos jellemzőjének tartják. Nyilvánvaló, hogy ha a házastársak kiválasztása véletlenszerű lenne, az gyakorlatilag a rétegek, osztályok közötti távolságok megszűnését jelentené. Vagyis, a házassági minták vizsgálata a rétegződési folyamatok integráns részét alkotja. A témával foglalkozók érvelése szerint a házaspárok társadalmi pozíciója közötti korreláció ugyanúgy értelmezhető, mint a szülők és a gyermekek társadalmi jellemzői közötti asszociáció (Sorokin; 1927, Lipset – Bendix; 1959). Berent (1954. 321. old.) szavaival élve: „A társadalom nyitottságának egyik tesztje a különböző származású egyének közötti házasság gyakorisága”.

A házassági homogámia és heterogámia (a hasonló, illetve a különböző társadalmi jellemzőkkel bírók közötti házasság) vizsgálatának hagyománya a második világháború előttre nyúlik vissza. Már ezek a korai elemzések is azt mutatták, hogy meglehetősen erős a házaspárok társadalmi jellemzői – vallása, származása, iskolázottsága, foglalkozása – közötti kapcsolat szorossága (Hunt; 1940, Burgess – Wallin; 1943). Az ötvenes évektől

* A tanulmány a szerző „Ki mikor és kivel (nem) házasodik? Okok és következmények” c. Ph.D. disszertációjának a része. Elkészítését a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatta.

a nemzedékek közötti mobilitás vizsgálatával párhuzamosan tovább folytatódott a házassági minták tanulmányozása. Az eredmények hasonlóak a háború előttiékhöz.

A magyar statisztika a házastársakkal kapcsolatos adatok közlésében messze megelőzte az országok nagy részét. Az első ilyen típusú információk a partnerek származási helyzetére vonatkozóan állnak rendelkezésre, és az 1896. évi népszámlálás budapesti kötetében található (Thirring; 1898). A múlt század végi fővárosi házaspárok között meglehetősen magas volt a származási szempontból homogámok aránya (a származási homogámiát a szülők foglalkozási hovatartozásával mérték); és ha figyelembe vesszük azt a tényt, hogy ez a vizsgálat csak a budapesti párokra terjedt ki, akik között lényegesen alacsonyabb arányban fordultak elő a mezőgazdasági foglalkozású apák gyermekei, mint vidéken, akkor a homogám házasságok hányada minden valószínűség szerint egy országos minta esetén még magasabb lett volna. A házassági homogámia vallási hovatartozás szerint még ennél is erősebbnek bizonyult: a század elején a párok mintegy kilencven százaléka tartozott ugyanahhoz a vallásfelekezethez, bár a vallási értelemben vegyes házasságok aránya később folyamatosan emelkedett (Szél; 1933). Az 1948 és 1960 közötti időszakban valamelyest növekedett a különböző társadalmi–foglalkozási rétegek közötti házassági mobilitás, ami értelemszerűen a homogámia indexének csökkenéséhez vezetett (Vukovich; 1962). Ez a tendencia folytatódott a későbbiekben is, egészen a nyolcvanas évek közepéig (Andorka–Harcsa–Kulcsár; 1975, Kulcsár; 1978, Harcsa–Kulcsár; 1986). Andorka (1991) azonban ettől némileg eltérő következtetésre jutott a házassági minták társadalmi rétegek szerinti elemzésekor. Eredményei szerint a társadalmi–foglalkozási csoportok némelyikében (vezetők, értelmiségiek, szakmunkások) erősödött a homogámia a nyolcvanas évek első felére, ami arra hívja fel a figyelmet, hogy a házassági viszonyok elemzésekor a szintetikus mutatók mellett elengedhetetlen a rétegek specifikus vizsgálata. Az iskolázottság szerinti házasodást illetően szintén a viszonylag magas homogámiára kell felhívni a figyelmet. A hetvenes évek elején a házaspárok 64 százalékának volt azonos iskolai végzettsége (Cseh–Szombathy; 1979), míg tíz évvel később az iskolázottsági szempontból homogám párok aránya 52 százalék volt (Harcsa–Kulcsár; 1986). Ezek az adatok jól mutatják, hogy az azonos iskolai végzettségű férfiak és nők a párválasztáskor elsősorban egymást részesítik előnyben, habár időben fokozatosan csökkenő mértékben.

Ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy azok a férfiak és nők, akik a házasságkötés mellett döntöttek, vajon kit választanak. Konkrétan, a származás és az iskolázottság szerinti partnerszelekciós mintákat elemezve a következő két kutatási kérdésre keresünk választ.

1. Milyen mértékben „hajlamosak” a különböző származású, iskolázottságú (potenciális) férjek, feleségek arra, hogy hasonló társadalmi adottságokkal rendelkező feleségeket, férjeket válasszanak?

2. Van-e valamilyen különbség a különböző történeti időszakok partnerszelekciós mechanizmusai között (például, erősödik-e a képzettségi alapú házasodás)?

A történeti változások lehetséges okairól

Amikor a kutatók házassági homogámia és heterogámia időbeli változásáról beszélnek, akkor ezen az esetek többségében a származási és az iskolázottság alapú házasságokat érintő folyamatokat értik. A modern államok legtöbbszörében csökkent a származási alapon kötött házasságok aránya; ez igaz az Egyesült Államokra (Kalmijn; 1991), Hollandi-

ára (Uunk; 1996) éppúgy, mint Magyarországra (Uunk–Ganzeboom–Róbert; 1996). E folyamat legkézenfekvőbb magyarázata a házasságkötést befolyásoló külső tényezőkre és a házassági piacok strukturális hatására vezethető vissza. Egyrészt, a fiatal felnőttek egyre inkább kikerülnek a szülői ellenőrzés alól, partnerválasztásukat egyre kevésbé hagyják befolyásolni a szülők elképzelései által. Másrészt, a fiatalok egyre tovább maradnak az iskolapadban, egyre magasabb képzettséget szereznek; az iskola viszont inkább a teljesítményalapú partnerkapcsolatok kialakulásának kedvez, szemben a származási alapú házasságokkal.

Az iskolai homogámiára, heterogámiára vonatkozó folyamatok már nem ilyen egyértelműek: Az Egyesült Államokban az iskolázottsági homogámia növekedését figyelték meg a kutatók (Kalmijn; 1991, Mare; 1991), hasonlók az eredmények a német (Blossfeld–Timm; 1997) és a magyar adatokon végzett elemzéseknél is (Uunk–Ganzeboom–Róbert; 1996). A holland házassági minták szintén az iskolai alapú homogámia erősödésének irányába mutattak, de már korántsem olyan mértékben, mint az az előzőekben említett országok esetében (Hendrickx; 1994).

Többféle elméleti hipotézis is felállítható ezen történeti folyamatokkal kapcsolatosan. A kutatók egy része azzal érvel, hogy az utóbbi évtizedekben fokozatosan növekedett az iskolai alapú házasságok esélye, azáltal, hogy a fiatalok egyre nagyobb hányada, egyre tovább folytatja iskolai tanulmányait. Ennek eredményeként későbbi életkorra tolódik az iskola befejezése, egyre kisebb az az időintervallum, amely az oktatásból való kikerülés és a házasságkötés között telik el. Ennek eredményeként a fiatalok – főleg a főiskolát és egyetemet végzettek – egyre nagyobb valószínűséggel találják meg élettársukat az iskolában (Mare; 1991). Egy másik magyarázat a preferenciákra helyezi a hangsúlyt (Kalmijn; 1991). Az iskolázottság egyre fontosabb társadalmi jellemzővé válik, hiszen a munkaerő-piaci karriernek, a kulturális erőforrásoknak ez az alapfeltétele. Ebből következően, a házassági piacon verseny folyik a legkedvezőbb iskolázottságú potenciális partnerek megszerzéséért; ez viszont azt eredményezi, hogy a képzettségi hierarchia tetején levők egyre inkább egymást választják házastársul. A csökkenő házassági homogámiára szintén találtak elméleti magyarázatot a kutatók (Ultee–Luijkx; 1990). Eszerint, a partnerszelekciós döntések egyre kevésbé racionális és egyre inkább érzelmi alapon nyugszanak; s mivel az érzelmek felülmúlják a különböző státusparaméterek hatását, ezért az iskolázottságnak csökkenő szerep jut a házassági minták kialakításában.

Kutatási előzmények, megközelítések

A házassági mintákkal foglalkozó elemzések alapja általában egy olyan keresztábra, amely a partnerek iskolázottságának vagy foglalkozásának, illetve származásának együttes megoszlását tartalmazza. Ezen házassági tábla elemzésekor az érdeklődés középpontjában a főátlón elhelyezkedő arányszámok – az ún. *abszolút homogámia indexek* – állnak, hiszen ezek képviselik a homogám párok arányát. Már a (házassági) mobilitáskutatások első generációjához tartozó tanulmányok némelyikében is megjelenik azonban az a felismerés, hogy a párválasztásnak kizárólag abszolút arányszámok alapján történő elemzése némiképp torz eredményekhez vezethet (Berent; 1954). Az a tény, hogy a párok jelentős hányada a házassági tábla főátlóján kívül helyezkedik el, nem feltétlenül jelenti a házassági heterogámia magas szintjét. Ez részben adódhat abból, hogy a vizsgált

szempontból (például iskolázottság) a férfiak és a nők népességen belüli megoszlása lényegesen eltér egymástól. Amíg a nők részvétele a felsőoktatásban jóval a férfiaké alatt maradt, egy diplomás férfi számára a homogám házasságkötés lehetősége meglehetősen korlátozott volt, hiszen egyszerűen nem volt elegendő számú megfelelő iskolázottságú és korú nő a házassági piacon. Más szóval, amikor egy bizonyos státusparamétert tekintve a két nem megoszlása jelentősen eltér egymástól, a homogám házasságok aránya természetesen alacsonyabb kell legyen, mint egyenletes eloszlás esetén. Ebből következően, a partnerválasztási preferenciák elemzésekor helyesebb az ún. *relatív homogámia indexekre* támaszkodni, ahogyan azt a későbbi kutatások teszik.

Az 1970-es évek mobilitáselemzéseinek központi kérdésévé vált a társadalmi szerkezet változásaiból adódó mobilitás vizsgálata. A kutatók legfőbb érvként azt hozzák fel, hogy adott szerkezeti változások mellett többen nem lehetnek felfelé mobilak, mint amennyit a szerkezet megenged, így hiábavalónak tűnik az egyének társadalmi helyzetük javítását célzó minden erőfeszítése. Ezzel az elméleti feltevessel párhuzamosan jelent meg egy új vizsgálati módszer, a *log-lineáris elemzés*, amely lehetőséget ad a szerkezeti hatások elkülönítésére és elemzésére (Hauser; 1978). Ez a vizsgálati technika természetesen nemcsak a mobilitási tendenciák, de a házassági táblák elemzésére is használható. A log-lineáris elemzés alapja az ún. mobilitási (házasodási) *esélyhányadosok* kiszámítása, amely arányszámok – a házassági táblákra vonatkoztatva – azt mutatják meg, hogy bizonyos társadalmi csoportokba tartozóknak a más paraméterekkel rendelkezőkhöz viszonyítva milyen esélyük van arra, hogy egy adott társadalmi csoportba tartozó egyénnel kössenek házasságot.

Az esélyhányadosokra épülő log-lineáris elemzés során olyan modelleknek a tényleges adatainkhoz való illeszkedését teszteljük, amelyek az egyének társadalmi jellemzői közötti különböző kapcsolatokat fogalmazzák meg. Alappélda lehet az a háromdimenziós házasodási tábla, amelyben a férj és a feleség társadalmi helyzete közötti kapcsolatot vizsgáljuk különböző történelmi időszakokban, vagyis a homogámia, heterogámia változását elemezzük. A két házastárs társadalmi pozíciója közötti kapcsolatot interakciónak nevezzük. A log-lineáris elemzés során különböző hipotetikus modelleket alkotunk aszerint, hogy mely interakciókat vesszük figyelembe, majd a modellekből kapott becslést adatokat hasonlítjuk össze a tényleges adatokkal.

Házassági táblákra vonatkozóan először Hout (1982) alkalmazta ezt a módszertani megközelítést az egyesült államokbeli kétkeresős családok foglalkozási hasonlóságainak és különbségeinek elemzésére. Nem sokkal később Sixma és Ultee (1984) a holland párok képzettség alapú homogámiájának változását vizsgálta hasonló eszközökkel. Mindkét hivatkozott tanulmány csak egyetlen ország házasodási viszonyaira koncentrált, míg Ultee és Luijckx (1990) munkája, 23 ország házaspárjainak státushomogámiáját hasonlította össze. Ez utóbbi tanulmány másik újdonsága, hogy a párválasztási minták alakulását párhuzamba állította a makrogazdasági folyamatokkal, és azt vizsgálta, vajon felfedezhető-e összefüggések az egyéni döntések és a makrotársadalmi folyamatok alakulása között. A szerzők eredményei szerint

1. az iskolai homogámiának nincs egy univerzálisan meghatározott folyamata: lényeges különbségek adódtak az országok és a történelmi periódusok között;

2. a második világháború utáni évtizedekben a nyugati társadalmak legtöbbszörében visszaesett a képzettségi homogámia mind abszolút, mind relatív értelemben;

3. a házassági minták szinte mindenhol összefüggésben vannak a nemzedékek közötti mobilitás alakulásával: a magas mobilitási arányszámok egyúttal magas házasodási mobilitással – alacsonyabb homogámiával – járnak együtt.

Az előzőekben idézett vizsgálatoknak azonban volt egy újabb hiányossága, mégpedig a többváltozós elemzési keret elvesztése. Ezt a problémát próbálták kiküszöbölni a kutatók, amikor a log-lineáris modelleknek egy olyan típusát fejlesztették ki, amely egyszerre elemez több típusú házassági táblát – azaz, az esetek többségében egyszerre vizsgálja az iskolázottsági alapú és a származási alapú homogámiát, heterogámiát. Ezen megközelítés egyik első alkalmazása *Ultee, Dessen és Jansen* (1988) tanulmányában lelhető fel. Ez a munka a párok munkaerő-piaci státusának kapcsolatát elemezte Kanadában, az Egyesült Államokban és Hollandiában. Fő kutatási kérdése arra irányult, vajon a házaspárok közötti munkapiaci homogámia milyen mértékben köszönhető a partnerek iskolázottságában meglévő hasonlóságoknak.

A többváltozós log-lineáris elemzések alkalmazása igazán csak a kilencvenes években terjedt el a nemzetközi gyakorlatban. A legjellemzőbb példák Kalmijn (1991, 1994) tanulmányaiban olvashatók. Az általa megfogalmazott kutatási kérdések a származási és az iskolázottsági alapú párválasztás egymáshoz viszonyított szerepének alakulására, és ezen szerepek időbeli változására vonatkoztak az Egyesült Államokban. Eredményei szerint:

1. a családi háttér kisebb szerepet játszik a házassági döntésekben, mint a különböző teljesítményfaktorok (különösen a képzettség);

2. amíg az „aszkríptív” (származási alapú) homogámia folyamatosan csökkent az elmúlt évtizedekben, addig a „teljesítményalapú” (iskolázottsági) homogámia egyre nagyobb súlyt kap.

A kilencvenes évtized második felében a Kalmijnéhez hasonló elemzések sora készült a különböző országok házasodási viszonyainak jobb megértése érdekében. Például, Hendrickx (1994) a vallási és az iskolázottsági alapú homogámiát hasonlította össze egymással holland adatokat elemezve; Uunk (1996) az iskolai és a kulturális tőkén alapuló házasodási mintákat elemezte szintén holland mintán.

A következőkben a férjek és a feleségek iskolázottsága közötti kapcsolatról először az abszolút arányszámok (százalékos megoszlások) segítségével kísérelünk meg képet kapni; majd log-lineáris elemzési technikával kiszűrjük a strukturális tényezők hatását, és a házassági heterogámia, homogámia időbeli változását elemezzük.

A származástól a teljesítményig: a partnerszelekciós minták időbeli változása Magyarországon

A házasodási minták történeti változásának vizsgálatára három vizsgálati módszer képzelhető el.

1. A kutatók egy része egy adott időpontban végzett felvétel adataiból kiindulva születési vagy házassági kohorszokat kialakítva elemzi a homogámia, heterogámia változását, mégpedig oly módon, hogy összehasonlítja a különböző kohorszok partnerszelekciós magatartását. Az így kapott eredmények azonban torzak lehetnek, hiszen az idősebb kohorszoknál meglehetősen nagy – egyrészt a válásokból, másrészt a halálozásokból adódó – a lemorzsolódási arány. Mivel a válási valószínűség a heterogám társadalmi státusú pároknál a nagyobb, ezért ezek a kutatások felülbecsülik a házassági homogámia nagyságát.

2. A másik megközelítés már nem egyetlen felvételtől indul ki, hanem több egymást követő kutatás adatait elemzi. Ez a módszer már jobb mint az előző anyiban, hogy kisebb a lemorzsolódásból adódó torzulás. Ugyanakkor, mivel különböző időpontokban vizsgál részben egymással átfedő csoportokat – például egy 1980-ból és egy 1990-ből származó adatbázison elemzi a hetven év alattiak házassági viszonyait –, ezért alulbecsüli a homogámia, heterogámia időbeli változásának esetleges lineáris trendjeit.

3. A harmadik megoldás szintén több keresztmetszeti vizsgálatból indul ki, de csak az újonnan belépő csoportokra koncentrálnak, vagyis megpróbálja elkerülni az egymást átfedő népességszámokból adódó problémákat. Ez a megközelítés a legeredményesebb, hiszen csak az új házásokra összpontosít, így lehetővé téve a partnerszelekciós mechanizmusok tényleges – a mintatorzulás által kevésbé befolyásolt – változásának a vizsgálatát.

Következő elemzésünkben mi is ez utóbbi utat követjük. A Központi Statisztikai Hivatal 1973., 1983., valamint 1992. évi társadalmi mobilitás felvételének és az 1999. évi életmód–időmérleg vizsgálatának adatait felhasználva, azokat a párokat¹ választjuk ki, amelyekben a feleség 30 év alatti.² A párok társadalmi helyzetének hasonlóságát, illetve különbözőségét két ismérv alapján vizsgáljuk: a származás³ – az apa iskolai végzettsége – és az iskolázottság dimenziójában.

A házassági homogámiában, heterogámiában mutatkozó időbeli trendeket az ún. teljes homogámia indexének – az azonos származási, iskolai státusú párok aránya az összes páron belül – segítségével vizsgáljuk. Azt, hogy mely házasságok számítanak homogámiának, nagyon egyszerűen döntöttük el. Keresztábrák alapján hasonlítottuk össze a feleségek és a férfiak apjának iskolai végzettségét – általános iskola alatti, általános iskola és szakmunkásképző, középiskola, főiskola, egyetem –, valamint a saját, öt kategóriával mért – legfeljebb általános iskola, szakmunkásképző, középiskola, főiskola, egyetem – iskolai végzettségüket. A főátlón elhelyezkedő eseteket tekintettük homogám kapcsolatnak, az átló feletti cellákat – a feleség szempontjából – felfelé, az átló alatti cellákat pedig lefelé házasodásnak. A homogámia ilyen meghatározása a szakirodalomban ugyan bevett, de nyilvánvalóan túlzottan leegyszerűsített, mégpedig két okból. Egyrészt azért, mert előre eldönti, hogy mely házasságok számítanak homogámiának, annak ellenére, hogy a származási, iskolázottsági szintek különböző kombinációi inkább kialakíthatnak egy homogám párkapcsolatot, mint az egyes végzettségi fokok önmagukban. Másrészt azért, mert a homogámia, heterogámia nagysága erősen függ az alkalmazott kategóriaszámtól: minél differenciáltabb – származási, iskolázottsági – osztályozási rendszert használunk, annál kisebb az egynemű házasságok aránya, hiszen annál több párkapcsolat minősül felfelé vagy lefelé házasodásnak. Mindezek ellenére, a következőkben, amikor homogámiáról szólnak, akkor ezen minden esetben a házassági tábla főátlóján elhelyezkedő párokat értjük.

A házassági minták abszolút arányszámai szerint, a származási homogámia az 1972 és 1983 közötti időszakban jelentősen visszaesett, majd a nyolcvanas évek első fele és a kilencvenes évek eleje között valamelyest megemelkedett, de korántsem érte el a húsz évvel korábbi szintet. Az iskolázottsági homogámiát illetően a tendencia ugyanez, azzal a

¹ Tanulmányunkban nemcsak a házasságokat, de a házasság nélküli együttéléseket (élettársi kapcsolatokat) is elemzzük.

² Az említett adatbázisok közül az 1973. évi nem tartalmaz információt a házassodás évről. A legfrissebb felmérésben – az 1999. évi életmód–vizsgálatban – ugyan szerepel ez az adat, de ezen tanulmány készítésekor még nem volt elérhető. Mindebből kifolyólag, az új házasságokat csak életkoruk alapján tudjuk megragadni. Mivel feltételezhetően, az első partnerkapcsolatukat kialakító nagy része harminc év alatti, ezért döntöttünk úgy, hogy ezt az életkori korlátot alkalmazzuk. A minta elemszámai a következők: 1973: 2381, 1983: 1804, 1992: 1175, 1999: 778 pár.

³ A származás vezérelte házasodást csak az 1973., az 1983. és az 1992. évi adatokon tudjuk vizsgálni, mert az 1999. évi adatbázis nem tartalmaz információt a házastársak származásáról.

különbséggel, hogy ez esetben nagyobb mértékű a státushomogámia hetvenes évekbeli visszaesése. A nyolcvanas években azonban ez a trend megtorpant, mind a származást, mind a képzettséget tekintve, sőt valamelyest megemelkedett az ugyanazon társadalmi csoportokhoz tartozó párok aránya. Az iskolai végzettséget illetően lehetőségünk nyílt a történeti időtáv kiszélesítésére, így a kilencvenes évek legvégéig nyomon tudjuk követni a képzettség alapú házasság változását. A teljes homogámia indexe szerint 1999-ben a partnerkapcsolatok 52 százaléka volt olyan, amelyben a fiatal házastársak ugyanolyan iskolázottságúak voltak. Ez a kilencvenes évek eleji arányszámhoz viszonyítva 6 százalékpontos emelkedést jelent. Úgy tűnik tehát, hogy a fiatalok egyre inkább olyan partnert választanak, aki társadalmi státusát tekintve hozzájuk hasonló. A homogám párok aránya a 15–29 éves feleségek esetében

származás szerint	
1973	71 százalék
1983	52 százalék
1992	55 százalék
iskolázottság szerint	
1973	69 százalék
1983	44 százalék
1992	46 százalék
1999	52 százalék

Az előzőkben egy globális arányszám alapján mutattuk be a partnerszelekciós mechanizmusok változásának fő irányát, a következőkben arra vagyunk kíváncsiak, hogyan befolyásolja a házassági mintákat a párok társadalmi státusa.

Az 1. tábla arról informál, hogy adott családi háttérű feleségek, férjek milyen arányban választanak ugyanolyan származású partnert. Adataink szerint, az elmúlt évtizedekben egyedül a legképzetlenebb szülői háttérűeknél esett vissza jelentősen a homogám módon házasodók aránya, az ennél iskolázottabb apák gyermekei növekvő arányban választják egymást partnerül. Különösen a szakmunkás végzettségű apák fiai és lányai között növekedett meg a házassági homogámia, és különösen 1973–1983 között.

1. tábla

A származási szempontból homogám módon házasodók aránya

A szülők végzettsége	1973.	1983.	1992.
	évben (százalék)		
	Feleség		
Általános iskolánál kevesebb	86	66	51
Általános iskola és szakmunkásképző	23	49	62
Középiskola	16	17	31
Egyetem, főiskola	23	31	34
	Férj		
Általános iskolánál kevesebb	83	57	42
Általános iskola és szakmunkásképző	27	56	71
Középiskola	22	16	28
Egyetem, főiskola	21	27	31

Az iskolázottság vonatkozásában az eredmények hasonlóak. (Lásd a 2. táblát.) A legfeljebb általános iskolát végzettek között lényegesen visszaesett az egymást választók aránya a kilencvenes évek elejéig, míg a magasabb képzettségűeknél – különösen a szakmunkás-bizonyítvánnyal rendelkezőknél – viszont megemelkedett. Az iskolai végzettség esetében módunk van az idősorok továbbvezetésére is. Az 1999-ből származó arányszámok két lényeges változást jeleznek: egyrészt, a legképzetlenebbeknél megfordulni látszik – legalábbis a nők választásait tekintve – a homogenitás csökkenő trendje. Vagyis, az általános iskola elvégzése után tovább nem tanuló nők egyre inkább hasonló végzettségű férjhez választanak. A kvalifikálatlan férfiaknál viszont a kilencvenes években is tovább folytatódott a homogenitás csökkenésének tendenciája, bár még így is jóval magasabb arányban választanak iskolázatlan partnert, mint a nők. A kilencvenes évek másik lényeges változása, hogy a magasabb iskolai kategóriák mindegyikében – a nyolcvanas évekhez viszonyítva – megnőtt a csoporton belüli házasságra való hajlandóság, különösen a férfiaknál. Például, amíg a nyolcvanas években a fiatal érettségizett férfiak körülbelül fele választott középiskolai végzettségű házastársat, addig a kilencvenes években már hatvan százalékuk tette ugyanezt. A diplomások esetében ugyanilyen mértékű a homogenitás növekedése. Vagyis, a házasság abszolút arányszámai egyértelműen a homogenitás növekedésének irányába mutatnak, mind az iskolai hierarchia alján, mind a tetején.

2. tábla

Az iskolázottsági szempontból homogén módon házasságkötők aránya

Iskolázottság	1973.	1983.	1992.	1999.
	évben (százalék)			
	Feleség			
Általános iskola és kevesebb	87	44	41	49
Szakmunkásképző	17	58	62	67
Középiskola	36	38	38	43
Főiskola	20	27	27	31
Egyetem	60	66	67	68
	Férj			
Általános iskola és kevesebb	80	70	65	60
Szakmunkásképző	21	30	35	46
Középiskola	51	50	51	60
Főiskola	18	27	31	40
Egyetem	21	35	35	45

Ezeknek a trendeknek az értékelésekor azonban nem tekinthetünk el attól a tényről, hogy a vizsgált időszakban jelentősen átalakult a népesség származás és iskolázottság szerinti összetétele. (Lásd a Függelék tábláit.) Mintegy harmadára csökkent az általános iskolát el sem végző apáktól származó feleségek, férfiak aránya, ezzel párhuzamosan viszont megemelkedett a kvalifikáltabb családi háttérűek hányada. Különösen az általános iskolai végzettségű és a szakmunkás szülők gyermekeinek az aránya növekedett az elmúlt évtizedek folyamán. A tendenciák a saját iskolai végzettség esetében is hasonlóak: folyamatos a csökkenés a legfeljebb általános iskolát elvégzőknél és folyamatos az aránynövekedés a magasabb iskolázottságúaknál, leginkább a szakmunkás-bizonyít-

vánnyal rendelkezőknél. Nyilvánvaló, hogy a népesség összetételében bekövetkezett ilyen irányú változások lényegesen befolyásolják a partnerszelekciós mintákat: ha csökken az alacsony iskolai végzettségűek aránya, akkor ez már önmagában is okozhatja a házassági homogámia visszaesését ebben a csoportban. Ugyanígy, ha jelentősen megemelkedik a szakmunkás képzettségűek népességen belüli hányada, ez automatikusan a rétegen belüli házasodás nagyságának növekedéséhez fog vezetni. Azonban – az abszolút arányszámok csökkenése vagy növekedése ellenére – korántsem biztos, hogy a tényleges házassági preferenciák változása is a jelzett irányba mutat. Éppen ezért van szükség arra, hogy eltekintsünk a házassági piac összetételének megváltozásából adódó hatástól, és így módon a párválasztási preferenciák tényleges változására (vagy változatlanságára) koncentráljunk.

A log-lineáris elemzés eredményei

Az előzőkben az abszolút arányszámok segítségével kíséreltük meg feltárni a házassági mintákban megmutató történeti változásokat. A következőkben ennél tovább megyünk, és különböző log-lineáris modellekkel kíséreljük meg meghatározni az időbeli trendek irányát. Első lépésben az alkalmazott statisztikai modelleket mutatjuk be röviden.

Tegyük fel, hogy t -vel jelöljük az általunk vizsgált történeti periódus bármelyikét, továbbá tételezzük fel, hogy i -vel és j -vel jelöljük a t időpontra vonatkozó házassági tábla tetszőleges celláját. Ebben az esetben az n_{ijt} -vel jelölt gyakoriság azoknak a párkapcsolatoknak a megfigyelt számát mutatja, ahol t időpontban (például 1983-ban) a férj az i -edik (például szakmunkásvégzettség), a feleség a j -edik (például középiskola) képzettségi kategóriába tartozik. A továbbiakban, statisztikai elemzésünk bemenő adatait ezen gyakoriságok ún. várható értékei (m_{ijt}) jelentik, és olyan modelleket alakítunk ki, amelyek a lehető legtakarékosabban, néhány paraméter segítségével írják le a történeti változásokat.

Tekintsük 1. modellünket, amelyet a következőképpen írhatunk fel:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} \quad 1. \text{ modell}$$

Az 1. modell bal oldalán áll függő változónk, a háromdimenziós házassági tábla egy tetszőleges cellája. A jobb oldalon olyan magyarázó változók szerepelnek, amelyeket a különböző dimenziók (idő, férj iskolázottsága, feleség képzettsége) mentén adódó szélelőslások és bizonyos peremeloszlások közötti kapcsolatok (ún. interakciók) definiálnak. 1. modellünk esetében ezek a magyarázó változók a következők: a λ_i^H fejezi ki a férjek származás, illetve iskolai végzettség szerinti megoszlását a feleség származásától, iskolázottságától és a történeti periódustól függetlenül. Hasonlóképpen értelmezhetjük a λ_j^W paramétert is, azzal a különbséggel, hogy ez a feleségekre vonatkozik. A λ_{it}^{HT} interakciós tag „megengedi”, hogy a férjek családi háttér, képzettség szerinti összetétele a különböző időpontokban más és más legyen; ugyanezt fejezi ki a λ_{jt}^{WT} paraméter is, csak éppen a feleségekre vonatkoztatva. Kiindulási modellünk viszont azt feltételezi, hogy a partnerek származása és iskolázottsága között egyik vizsgált történeti periódusban sem volt kapcsolat, más szavakkal, hogy a házasságok teljesen véletlenszerűen kötődnek. (Ezért is nevezik az ilyen típusú egyenleteket a teljes függetlenség modelljének.) Ez a feltételezés természetesen hamis, hiszen az eddigiekből is az derült ki, hogy a házassági magatartást lényegesen befolyásolja a (potenciális) partnerek társadalmi státusa.

2. modellünkben ezért továbblépünk, és bevonjuk a párok szülői háttere, illetve képzettsége közötti kapcsolatot kifejező interakciót is, mégpedig a következő formában:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \lambda_{ij}^{HW} \quad 2. \text{ modell}$$

Ebben az esetben a λ_{ij}^{HW} tag szerepeltetésével azt a hipotézisünket fogalmazzuk meg, hogy a férjek és a feleségek társadalmi jellemzői között van statisztikai kapcsolat, ugyanakkor, ez az összefüggés időben állandó – vagyis, ugyanaz volt 1973-ban, 1983-ban, 1992-ben és 1999-ben is. (Ezt a modellt a mobilitással foglalkozó szakirodalom a *konstantans társadalmi fluiditás* modelljének (CnSF) nevezi (Erikson–Goldthorpe; 1992).

A következőkben, egyrészt megpróbáljuk becsülni, milyen mértékű a házastársak társadalmi jellemzői közötti kapcsolat szorossága, másrészt azt teszteljük, hogy valóban időben változatlanok tekinthető-e a származáson és iskolai végzettségen nyugvó partnerszelekció. Ennek érdekében viszont összetettebb modellépítkezési stratégiára van szükségünk, ezért alkalmazzuk az ún. UNIDIFF statisztikai modelleket (Xie; 1992). Tekintsük a következő egyenletet:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \beta_t \psi_{ij} \quad 3. \text{ modell}$$

Ebben az esetben a 2. modellben szereplő λ_{ij}^{HW} interakciós tagot kicseréltük egy olyan kapcsolategyüttesre, amely két részre osztható: a ψ paraméterre, amely a házastársak képzettsége, illetve származása közötti összefüggés időtől független részét tartalmazza és a β paraméterre, amely ezen kapcsolat erősségét fejezi ki minden egyes t időpontban. Az ilyen típusú modellek nagy előnye, hogy a különböző társadalmi kapcsolatokat érintő időbeli változásokat takarékosan, mintegy egy számmal kifejezve adják meg. A hangsúly a β_t paramétereken van, amelyek értelmezése a következő. Egy időpontot viszonyítási alapnak választva – nálunk ez az 1973. év – és ezt 1-gyel jelölve, az ettől az értéktől való pozitív elmozdulás (1 fölötti érték) az adott társadalmi kapcsolat – nálunk a házaspárok családi háttere és iskolázottsága közötti összefüggés – szorosságának erősödését jelenti; míg a negatív elmozdulás (1 alatti érték) éppen fordítva, az interakció gyengülésére utal.

A következő lépésben az vizsgáljuk, vajon a házaspárok partnerszelekciós mintáinak időbeli változásában fellelhető-e valamiféle lineáris trend. Ezt az alábbi modellel teszteljük:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + (1 + \beta_{lin}EV) \psi_{ij} \quad 4. \text{ modell}$$

E modellben az előzőkhöz képest két új dolog szerepel. Az egyik az EV változó, amely az általunk vizsgált időintervallumot bontja fel évekre oly módon, hogy az 1973. (kiindulási) év a 0, az 1974. év az 1-es és így tovább; végül, az 1999. év a 26-os értékkel van jelen.⁴ Az így definiált változó együtthatója – a β_{lin} , a másik új dolog – azt fejezi ki, hogy az 1973 és 1999 közötti időszakban milyen irányú és milyen mértékű volt a házaspárok származása, iskolázottsága közötti kapcsolat évi átlagos változása.

A most bemutatott négy modell eredményeit a származás vonatkozásában a 3., az iskolázottságot illetően a 4. tábla tartalmazza.⁵ Az ún. illeszkedési statisztikák alapján tud-

⁴ A származáson alapuló partnerszelekció vizsgálatok a számozás csak 19-ig megy, mert az 1999. évi adatállomány nem tartalmaz információkat a szülők jellemzőiről.

⁵ A statisztikai becsléseket az ún. LEM programcsomag segítségével végeztük, amelyet kifejezetten log-lineáris technikák alkalmazására dolgoztak ki (Vermunt; 1993).

jük eldönteni, hogy melyik a legeredményesebb modellünk, vagyis melyik általunk előre megfogalmazott hipotetikus kapcsolatrendszer áll a legközelebb a valósághoz. Ennek érdekében a likelihood-hányados⁶ tesztet (L^2) és az ún. BIC-statisztikát (Bayesian Information Criterion)⁷ (Raftery; 1986) használjuk. Nagyon leegyszerűsítve, minél alacsonyabb ezen utóbbi mutató értéke, annál jobban használható az adott modell, vagyis az a legjobban használható modellünk, amely a legalacsonyabb BIC-értéket veszi fel.

3. tábla

A származás alapú házasodás változása 1973 és 1992 között, a modellek illeszkedése

Megnevezés	Szabadságfok*	L^2	BIC
Alapmodellek			
1. modell (függetlenségi modell)	27	847,57	452,99
2. modell (CnSF)	18	19,87	-133,86
Változások a házasfelek társadalmi jellemzői közötti kapcsolatban			
3. modell (minden időpontban más, de azonos irányú változás)	16	16,94	-120,02
4. modell (időben lineáris azonos irányú és mértékű változás)	17	16,98	-128,54

* Kiszámítási módja: az elemzésben szereplő cellák száma – a log-lineáris paraméterek száma. Például az 1. modell esetében a cellák száma 48 ($4 \times 4 \times 3$), a log-lineáris paraméterek száma 21 (1 λ paraméter [a főhatás] 3 λ^{HT} paraméter [az általános iskolai végzettségű férj jelenti a referenciát], 3 λ^W paraméter [szintén az általános iskolai végzettségűek alkotják a referenciát], 2 λ^T paraméter [az 1973. év képezi a viszonyítási alapot], 6 λ^{HT} paraméter és 6 λ^{WT} paraméter). Tehát a szabadságfok 27 (48-21).

4. tábla

Az iskolázottság alapú házasodás változása 1973 és 1999 között, a modellek illeszkedése

Megnevezés	Szabadságfok	L^2	BIC
Alapmodellek			
1. modell (függetlenségi modell)	64	3094,61	1776,20
2. modell (CnSF)	48	107,25	-311,13
Változások a házasfelek képzettsége közötti kapcsolatban			
3. modell (minden időpontban más, de azonos irányú változás)	45	74,98	-328,33
4. modell (időben lineáris azonos irányú és mértékű változás)	47	86,58	-332,35

Ahogy a 3. és 4. táblában szereplő eredmények mutatják, a házastársak társadalmi jellemzői között függetlenséget feltételező modell nagyon messze van a valóságtól, olyannyira, hogy az illeszkedést kifejező mutató – a BIC-statisztika – értéke pozitív és viszonylag magas, mind a származás, mind az iskolázottság tekintetében. Az időben változatlan in-

⁶ Kiszámítási módja: $L^2 = 2 \sum n_{ij} \log(n_{ij}/m_{ij})$, ahol n_{ij} a házassági tábla adott cellájának megfigyelt gyakorisága és m_{ij} ugyanazon cella várható gyakorisága.

⁷ Kiszámítási módja: $L^2 - df \log(N)$, ahol a L^2 a likelihood-hányados statisztikát, a df a szabadságfokot, N a mintaelemszámot jelöli.

terakcióval számoló modell azonban mindkét esetben meglehetősen jól illeszkedik a ténylegesen megfigyelt adatokhoz. Ez azt jelenti, hogy a partnerszelekciónak lényeges meghatározója a szülői háttér és az iskolai végzettség, de ez a meghatározottság nem nőtt, de nem is csökkent az utóbbi évtizedekben. Kérdés, hogy ez valóban így van-e; erre ad választ a 3. és a 4. modell. A statisztikai eredmények figyelembevételével erre a kérdésre a származást illetően pozitív, az iskolázottság vonatkozásában negatív választ kell adnunk. Az előbbi esetben a legjobbnak az időben változatlan összefüggést feltételező 2. alapmodell bizonyult. Az iskolai végzettségen alapuló partnerszelekciónál viszont mind a 3., mind a 4. modell jobban alkalmazható, mint a történeti szempontból változatlan kapcsolatot feltételező modell. A 3. modell paraméterbecslései⁸ időben erősödő kapcsolatot jeleznek a 30 év alatti házaspárok iskolai végzettségében, s ezt az eredményt a 4. modell lineáris paraméterei csak megerősítik. Vagyis, az 1973 és 1999 közötti időszakban a partnerek képzettsége közötti kapcsolat évenként átlagosan 2 százalékkal erősödött.

Az iskolázottság alapú házasság változása 1973 és 1999 között a paraméterbecslések szerint a következő.

Modell	Paraméter	Modell	Paraméter
3. modell		4. modell*	
β_{1973}	1,0000	β	0,0191
β_{1983}	1,2770		
β_{1992}	1,4206		
β_{1999}	1,5950		

* A lineáris változást kifejező paraméter.

Eredményeink szerint a házassági döntésekben egyre nagyobb szerepet játszik az iskolázottság, de a szülői háttér hatása sem csökken, inkább időben változatlanak tekinthető. A házaspárok képzettsége közötti kapcsolat viszont egyre szorosabb. Ez azt jelenti, hogy bizonyos iskolázottságú férfiak hajlamosak meghatározott képzettségű nőket választani, függetlenül a két nem iskolai végzettségében meglévő különbségektől és ezen különbségek időbeli változásától. Azt viszont nem tudjuk modelljeinkből megállapítani, melyek is ezek a partnerek közötti tipikus iskolázási helyzetek. Ezért vizsgálatunk következő lépéseként kiszámítottuk az előzőkben már hivatkozott házassági esélyhányadosokat. Ezek az arányszámok megmutatják, hogy mely iskolázottsági csoportok vannak egymáshoz közel és melyek helyezkednek el egymástól nagyon távol, figyelembe véve a házassági mintákat, és hogyan változott az egyes iskolai csoportok közötti távolság az elmúlt három évtizedben. Példának okáért tekintsünk két férjet, az egyikük az i -edik a másikuk a j -edik iskolázottsági kategóriába tartozik. Ez esetben az esélyhányados kiszámítási módja a következő: $(n_{ii} / n_{ij}) / (n_{ji} / n_{jj}) = (n_{ii} \cdot n_{jj}) / (n_{ij} \cdot n_{ji})$.

Az így kapott arányszám azt fejezi ki, hogy hányszor nagyobb az i -edik iskolai csoportba tartozó egyénnek az esélye arra, hogy egy olyan feleséget válasszon, aki szintén az i -edik kategória tagja, ahhoz viszonyítva, hogy egy, a j -edik rétegbe tartozó házastársat választ, mint a j -edik iskolázottsági csoport tagjának az esélye az i -edik csoportba történő beházasodásra a j -edik végzettségi csoportba való házasodáshoz képest. Ezeknek a háza-

⁸ Az általunk alkalmazott statisztikai programcsomag nem ad lehetőség annak meghatározására, hogy a β paraméterek közül melyek szignifikánsak és melyek nem.

sodási esélyhányadosoknak az összehasonlítása tulajdonképpen arra a kérdésre ad választ, hogy a szerkezeti változások kiszűrése után a társadalom nyitottsága változott-e a házassági homogámia növekedésének vagy csökkenésének értelmében.

5. tábla

Az iskolázottsági homogámia és heterogámia változása, esélyhányadosok

A feleség iskolázottsága	A férj iskolázottsága				
	általános iskola és kevesebb	szakmunkásképző	középiskola	főiskola	egyetem
	1973-ban				
Általános iskola és kevesebb	1	7	9	229	1187
Szaktmunkásképző	7	1	2	16	234
Középiskola	9	2	1	3	17
Főiskola	229	16	3	1	5
Egyetem	1187	234	17	5	1
	1983-ban				
Általános iskola és kevesebb	1	3	30	238	1601
Szaktmunkásképző	3	1	3	26	584
Középiskola	30	3	1	4	36
Főiskola	238	26	4	1	4
Egyetem	1601	584	36	4	1
	1992-ben				
Általános iskola és kevesebb	1	3	29	271	1828
Szaktmunkásképző	3	1	2	25	609
Középiskola	29	2	1	3	56
Főiskola	271	25	3	1	5
Egyetem	1828	609	56	5	1
	1999-ben				
Általános iskola és kevesebb	1	4	56	830	2162
Szaktmunkásképző	4	1	5	182	765
Középiskola	56	5	1	4	89
Főiskola	830	182	4	1	6
Egyetem	2162	765	89	6	1

Az 5. táblából látható, hogy az iskolai hierarchia két szélén elhelyezkedő csoportok közötti házasság nagyon ritka. Például, 1999-ben a legfeljebb általános iskolai végzettséggel rendelkező férfiak több mint kétezerszer nagyobb eséllyel vettek el szintén képzetlen nőt, mint egyetemi diplomás hajadont. Az esélyhányadosok alapján az is nyilvánvaló, hogy minél közelebb kerülünk a főátlóhoz – azaz a saját iskolai csoporthoz – annál nagyobb az átházasodás valószínűsége. Vagyis, az általános iskolát végzettek – ha nem a saját kategóriájukból választanak társat – akkor azt leginkább a szakmunkás-végzettségűek közül teszik. Hasonlóan ehhez, az érettségizettekhez a két szomszédos iskolai szint – a szakmunkás végzettségűek és a főiskolai diplomások – állnak a legközelebb. Ez utóbbi csoportba tartozók esetében pedig még az egyetemet végzettek jöhetnek számításba mint lehetséges partnerek.

Magukon a házassági mintákon kívül lényegesek még az időbeli változások. Az esélyhányadosok azt mutatják, hogy nőtték az egyes iskolai csoportok közötti házassági távolságok a hetvenes évek eleje és a kilencvenes évek vége között. Ez leglátványosabban a képzetleneknél és a szakmunkás végzettségűeknél jelentkezik. Amíg 1973-ban az általános iskolát végzettek és az egyetemi diplomások közötti házassági távolság körülbelül 1200-szoros volt, addig az évszázad végére ez több mint 2100-szorosra emelkedett. De a főiskolai diplomások és a legfeljebb az általános iskola elvégzéséig eljutók közötti házassági távolság is több mint háromszorosára növekedett az elmúlt harminc évben. A szakmunkás-bizonyítvánnyal rendelkezők körében az átházasságok esélye a következőképpen változott: a hetvenes évek elején az ezen iskolai kategóriába tartozó férfiak még csak 16-szor kisebb valószínűséggel vettek el főiskolai végzettségű hajadont, mintsem a saját csoportjukban házasodtak; a kilencvenes évek végére ez az esélykülönbség 180-szorosára emelkedett. Az egyetemi diplomások vonatkozásában az esélyegyenlőség növekedése szintén látványos: több mint háromszoros. Az érettségizettek házassági mintái annyiban változtak az elmúlt évtizedekben, amennyiben egyre távolabb kerültek az egyetemet végzettektől. A főiskolai és az egyetemi diplomások közötti házassági távolság alig-alig módosult a hetvenes évek eleje és a kilencvenes évek vége közötti időszakban.

A házassági esélyhányadosok elemzéséből kikristályosodni látszanak a tipikus házasságkötési utak. Ha a hajadon nők és a nőtlen férfiak nem a saját iskolai csoportjukból választanak maguknak párt, akkor azt leginkább – és egyre hangsúlyosabban – a szomszédos képzettségi kategóriákból teszik. Az iskolai csoportokat átugró partnerválasztás egyre ritkább, a társadalmi hierarchia alsó és felső szintje házassági mintáik tekintetében távolodni látszik egymástól.

Az esélyhányadosokon nyugvó vizsgálat inkább a heterogámia, az átházasságok alakulásáról nyújt képet; a következőkben viszont a homogámia időbeli változásának főbb tendenciáit kíséreljük meg feltárni különböző log-lineáris modellek segítségével. Térjünk vissza 2. modellünkhöz, a párok társadalmi jellemzői – származásuk és iskolázottságuk – közötti kapcsolat változatlanóságát feltételező egyenlethez, és tekintsük ezt kiindulási alapnak. A következőkben feltételezéseinket csak a házassági tábla főátlójára – a homogám párkapcsolatokra – vonatkozóan fogalmazzuk meg. Ez azt jelenti, hogy elemzésünkben eltekintettünk a főátlón felüli és az azon aluli celláktól, ami például a származás esetén a következő egyszerű szerkezetű, ún. design matrix alkalmazását jelenti:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Az első hipotézisünk szerint a homogám házasság valószínűsége időről időre változik, de a változás iránya és mértéke minden egyes származási, iskolai csoport esetében ugyanaz:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \lambda_{ij}^{HW} + \alpha_i d_{ij} \quad 5. \text{ modell}$$

Az 5. modellben a d_{ij} változó 1-es értéket vesz fel a házassági tábla főátlóján levő cellák esetében tehát, amikor az i egyenlő j -vel, és 0-át akkor, amikor a főátlón kívüli cellák-

ról beszélünk. Ezen változó modellben való szerepeltetésével adunk kitüntetett szerepet a homogám típusú házasságoknak. Az α_i paraméter a homogám partnerkapcsolatokat érintő időbeli változásokra utal, és értelmezése az előbbieken tárgyalt β együttható interpretációjához hasonló, azzal a különbséggel, hogy itt a referenciának tekintett 1973-as év nem az 1-es, hanem a 0 értéket veszi fel.

Lehetséges azonban még egy ennél is takarékosabb modell felállítása, amelyet alkalmazva azt kutatjuk, vajon a homogámia változása követett-e valamilyen – növekvő vagy csökkenő – lineáris trendet az elmúlt évtizedekben:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \lambda_{ij}^{HW} + \alpha_{in} d_{ijt} \quad 6. \text{ modell}$$

A d_{ijt} változó értelmezése hasonló az előzőkhöz, amennyiben a házassági tábla főátlóját emeli ki, ugyanakkor különbözik is tőle, mert értékei attól függők, hogy melyik vizsgálati évről van szó. Vagyis, az 1973-as tábla esetében a főátlón levő cellákat megjelölő d változó a 0, 1983-ban a 10-es, 1992-ben a 19-es és 1999-ben a 26-os értéket veszi fel. Az ezen változóhoz tartozó α paraméter pedig azt adja meg, hogy a hetvenes évek eleje és a kilencvenes évek vége közötti időszakban évente átlagosan hány százalékkal nőtt vagy csökkent a homogám házasságok esélye.

A következő modellünkkel azt teszteljük, vajon a homogámiára vonatkozó lineáris időbeli trendek ugyanolyan irányúak-e az összes származási, iskolai csoportnál. Például, elképzelhető, hogy amíg az egyetemi diplomások között növekedett a saját csoportba házasodás valószínűsége, addig az érettségizetteknél ez valamelyest visszaesett:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \lambda_{ij}^{HW} + \alpha_{in} d_{ijt} \quad 7. \text{ modell}$$

A d_{ijt} változó meghatározása megegyezik az előző modellnél megadottal; az α paraméter pedig az apa iskolázottsága szerint, illetve iskolai szintenként mutatja meg a házasodási viszonyokban bekövetkezett időbeli változások irányát és mértékét. Végül, a 8. modellünkkel azt feltételezzük, hogy a házassági immobilitás változása nemcsak származási, képzettségi csoportonként más és más, hanem a változása sem lineáris:

$$\log(m_{ijt}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^T + \lambda_{it}^{HT} + \lambda_{jt}^{WT} + \lambda_{ij}^{HW} + \alpha_{it} d_{ij} \quad 8. \text{ modell}$$

A d_{ij} változó ez esetben is a főátló megjelölésére szolgál, az α együttható pedig a különböző iskolai szintekre vonatkozó homogám házasodás változásának esélyét mutatja egy időponthoz – 1973-hoz – viszonyítva.

A 6. és 7. táblák a házassági homogámia történeti változására vonatkozó statisztikai eredményeket mutatják be. Ahogyan a BIC-statisztika mutatja, mind a négy modellünk viszonylag jól illeszkedik az adatokhoz, vagyis képes leírni a tényleges időbeli trendeket mind a származási, mind az iskolázottsági alapú homogám házasodás tekintetében. Az illeszkedési mutatókban meglévő különbségek meglehetősen csekélyeknek tekinthetők, ez alól csak egyetlen kivétel van, a legkevésbé takarékos 8. modell. A családi háttér vonatkozásában a legjobban illeszkedő modellnek a 6. bizonyult, ami azt jelenti, hogy az 1970–1990 közötti időszakban az ilyen típusú homogámia nagysága lineárisan változott, mégpedig minden származási csoportban egyformán. A képzettséget illetően az illeszkedési statisztikák alapján legjobban használható modellnek a 7. számít, amely azt feltéte-

lezi, hogy a házassági immobilitás időben lineárisan változott az elmúlt három évtizedben, de a változás iránya és mértéke az egyes iskolai szinteken más és más.

6. tábla

A származási homogénia változása 1973 és 1992 között, a modellek illeszkedése

Megnevezés	Szabadságfok	L^2	BIC
5. modell (változó nagyságú, de azonos irányú és mértékű homogénia esetén)	16	16,07	-120,61
6. modell (lineárisan változó nagyságú, de azonos irányú és mértékű homogénia esetén)	17	16,99	-128,29
7. modell (lineárisan változó nagyságú, és különböző mértékű homogénia esetén)	14	13,11	-106,74
8. modell (eltérő nagyságú és mértékű homogénia esetén)	10	9,14	-76,62

7. tábla

Az iskolázottsági homogénia változása 1973 és 1999 között, a modellek illeszkedése

Megnevezés	Szabadságfok	L^2	BIC
5. modell (változó nagyságú, de azonos irányú és mértékű homogénia esetén)	45	90,26	-309,04
6. modell (lineárisan változó nagyságú, de azonos irányú és mértékű homogénia esetén)	47	96,74	-317,03
7. modell (lineárisan változó nagyságú, és különböző mértékű homogénia esetén)	43	77,05	-320,99
8. modell (eltérő nagyságú és mértékű homogénia esetén)	33	55,50	-238,76

A különböző származásúak és iskolázottságúak homogén házasságra való hajlandóságáról a következő paraméterbecslési eredmények tájékoztatnak.

*A származási homogénia változása
1973 és 1992 között*

Modell	Paraméter
5. modell	
α_{1973}	0,0000
α_{1983}	0,0236
α_{1992}	0,1669
6. modell*	
α_1	0,0087
7. modell*	
$\alpha_{\text{általánosnál kevesebb}}$	0,0001
$\alpha_{\text{általános és szakmunkásképző}}$	0,0098
$\alpha_{\text{középfiskola}}$	0,0117
$\alpha_{\text{egyetem, főiskola}}$	0,0500**

*Az iskolázottsági homogénia változása
1973 és 1999 között*

Modell	Paraméter
5. modell	
α_{1973}	0,0000
α_{1983}	0,2262**
α_{1992}	0,3041**
α_{1999}	0,4957**
6. modell*	
α	0,0142**
7. modell*	
$\alpha_{\text{általános}}$	0,0253**
$\alpha_{\text{szakmunkásképző}}$	-0,0275**
$\alpha_{\text{középfiskola}}$	-0,0222
$\alpha_{\text{főiskola}}$	-0,0028
α_{egyetem}	0,0355**

* A lineáris változást kifejező paraméterek.

** Szignifikancia < 0,05.

1973-hoz viszonyítva fokozatosan emelkedett a saját társadalmi csoporton belüli házasság valószínűsége, de a származást és az iskolázottságot tekintve nem azonos mértékben (5. modell). Amíg a származás esetében ez a növekedés statisztikai értelemben nem bizonyult szignifikánsnak, addig az iskolai végzettség vonatkozásában a házassági homogámia erősödése egyrészt statisztikai értelemben is lényeges volt, másrészt a növekedésnek az üteme is nagyobb volt, mint a szülői háttér azonosságán alapuló párkapcsolatoknál. Évi átlagban számolva, az iskolai homogámia nagysága másfél százalékkal emelkedett a hetvenes évek eleje és a kilencvenes évek vége között (6. modell). A származási, illetve iskolázottsági csoportok szerinti különbségek a következőképpen foglalhatók össze (7. modell).

A homogám házasodásra való hajlandóság leginkább az iskolai hierarchia két szélén – a legfeljebb általános iskolát végzettek és az egyetemi diplomások között – emelkedett lényegesen az elmúlt három évtizedben. Ezzel ellentétben, a középső szinteken stagnálás, illetve a szakmunkás-végzettségűek esetében csökkenés tapasztalható. (Emlékezzünk vissza, az abszolút arányszámok éppen ez utóbbi képzettségi csoportnál jelezték a homogámia legerősebb növekedését. A log-lineáris technika alkalmazásával viszont nyilvánvalóvá vált, hogy ez a látszólagos növekedés teljes egészében a házasulandók iskolai végzettség szerinti összetételének a megváltozásából fakad.) Vagyis, a legmagasabb iskolázottságúak, a legjobb munkaerő-piaci kilátásokkal rendelkezők, a kulturális értelemben leggazdagabbak számára egyre inkább csak a saját iskolai csoportjukba tartozó hajadonok, nőtlenek jöhetnek számításba mint lehetséges partnerek. A másik oldalon viszont ott vannak a kvalifikálatlanok, akik megfelelő erőforrások híján kénytelenek egymást választani vagy házasságkötéseiket elhalasztani, esetleg végleg kiszorulnak a házassági piacról. A származási homogámia esetében annyiban más a helyzet, amennyiben itt lényeges időbeli növekedést csak a diplomás apák fiai és lányai közötti házasodási hajlandóságnál tapasztaltunk. Az alacsonyabb iskolai fokozatoknál a változást jelző paraméterek statisztikai értelemben nem bizonyultak szignifikánsnak, illetve minél alacsonyabb képzettségi fokot tekintünk, annál kisebbnek mutatkozott a homogámia növekedésének mértéke.

*

Tanulmányunk célja az volt, hogy bemutassuk azokat az elméleti, módszertani megközelítéseket, amelyeket a házassági homogámiával, heterogámiával foglalkozó kutatások használtak, használnak, illetve, hogy felvázoljuk a magyarországi partnerszelekciós döntések alakulásának változásait az utóbbi néhány évtizedben. A kutatási megközelítések vonatkozásában a vizsgálatok két típusát különítettük el. Az első generációs elemzések még csak abszolút arányszámok segítségével próbálták meg feltárni a házassági mintákat. Ennek a megközelítésnek azonban alapvető hiányossága, hogy képtelen egymástól elválasztani a strukturális változások által kikényszerített homogámiát, heterogámiát és a tényleges preferenciákból adódó partnerszelekciós döntéseket. Ezt pótolta a második kutatási megközelítés a relatív arányszámok – a log-lineáris technika – alkalmazásával.

Az abszolút arányszámok alapján a partnerszelekciós mechanizmusok magyarországi alakulását illetően a következő eredmények adódtak. Az iskolázottságon alapuló homogámia egy U-görbe szerint alakult az 1970 és 2000 közötti időszakban. Vagyis, a hetvenes években csökkent azon házasságok aránya, ahol mindkét fél ugyanahhoz az is-

kolai csoporthoz tartozott, majd az 1980-as évek második felétől, de különösen az 1990-es évek elejétől megemelkedett a homogám módon házasodók aránya. Lényegesek a végzettségi szintek szerinti különbségek is. Eredményeink szerint egyedül a legképzetlenebbeknél – a legfeljebb általános iskolát végzetteknel – csökkent jelentősen a saját iskolai csoportból párt választók aránya; a magasabb végzettségi fokok esetében fokozatos homogámia-növekedés volt tapasztalható. Ugyanakkor, már az egyszerű leíró statisztikát alkalmazó táblák is azt mutatták, hogy az utóbbi néhány évben valamelyest megemelkedett a homogám házasságkötések aránya az iskolai hierarchia alsó szintjén is. A származási szempontú partnerválasztás esetében szintén az egynemű házasságok 1970-es évekbeli aránycsökkenésére kell felhívunk a figyelmet. Az 1980-as években azonban megtorpant a homogám házasságok arányának ez a visszaesése, sőt, enyhe növekedés jelei mutatkoztak. Ez esetben azonban – mivel az 1999. évi adatbázis nem tartalmaz információt a párok származási összetételéről – nem tudjuk, hogy a családi háttér hasonlóságán alapuló partnerválasztás vajon tovább erősödött-e az 1990-es években vagy sem, és ha igen, akkor ennek az erősödésnek a mértéke elérte-e az iskolázottsági homogámia növekedésének az ütemét.

Munkánk második részében megkíséreltünk a tényleges párválasztási preferenciákra összpontosítani, eltekintve a szerkezeti változásokból adódó hatástól. Az így adódó következtetések kissé eltérnek az abszolút arányszámok felhasználásával kapott eredményektől. Úgy tűnik, a házassági döntések egyre inkább teljesítményalapon történnek, azaz, a partnerek megválasztásakor egyre nagyobb szerep jut az iskolázottságnak, képzettségnek. Ugyanakkor nem mondhatjuk azt, hogy ez a hagyományon alapuló párválasztás rovására történne, hiszen a származási jellemzőkön nyugvó házassági hajlandóság legfeljebb stagnált, de semmiképpen sem csökkent. Figyelemre méltók az iskolai fokozatok, illetve a származási csoportok szerinti különbségek. Elemzési eredményeink egyértelműen azt mutatták, hogy a házassági homogámia, egyrészt a legalacsonyabb és a legmagasabb végzettségűeknél a legnagyobb, másrészt éppen ebben a két képzettségi csoportban nőtt a leginkább az elmúlt időszakban. A származási homogámia vonatkozásában növekedés egyedül a hierarchia legfelső szintjén, a diplomás szülők esetében volt tapasztalható.

Kalmijn (1994) érdekes elméleti magyarázatot adott a házassági minták ilyen irányú történeti változására. Szerinte a teljesítménytényezők előtérbe kerülése és a származási faktorok meggyengülése egyfajta versenyelméleti keretben értelmezhető. Eszerint, a házastársat keresők érdeke a lehető legjobb partner megtalálása. A különböző történeti időszakokban viszont a legjobb partner más és más egyéni jellemzők figyelembevételével található meg. A hagyományos családi munkamegosztás idején, amikor a nők „értékét” elsősorban nem munkaerő-piaci lehetőségük jelentette, a legjobb feleség megtalálásának záloga a nők származása volt. A nők iskolázottságának és munkaerő-piaci részvételének növekedésével azonban a feleségek „értéke” egyre inkább foglalkozási, kereseti karrierkilátásaikban (is) rejlik, vagyis a partnerválasztásban a származási versenyt felváltja a képzettségi, foglalkozási verseny. Továbbá, mivel a házasulandók szeretnék saját foglalkozási-gazdasági karrierlehetőségeiket maximalizálni, az az érdekük, hogy olyan partnert válasszanak maguknak, aki megfelelő mennyiségű és minőségű emberi tőkét tud számukra felajánlani, ezzel mintegy kiegészítve saját erőforrásaikat. Ebből viszont az következik, hogy a legjobb iskolázottságúak igyekeznek egymást választani, míg a legrosszabb

iskolázottságúak „egymáshoz ragadnak”, növelve ezzel a házassági homogámiát a társadalmi hierarchia alsó és felső szintjén.

FÜGGELÉK

A párok megoszlása a feleség és a férj származása szerint

Megnevezés	1973.	1983.	1992.
	évben (százalék)		
	Feleség		
Általános iskolánál kevesebb	77	41	23
Általános iskola és szakmunkásképző	15	46	61
Középiskola	5	7	10
Egyetem, főiskola	3	6	6
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	Férj		
Általános iskolánál kevesebb	79	48	28
Általános iskola és szakmunkásképző	14	40	54
Középiskola	3	7	11
Egyetem, főiskola	4	5	7
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

A párok megoszlása a feleség és a férj iskolázottsága szerint

Megnevezés	1973.	1983.	1992.	1999.
	évben			
	Feleség			
Általános iskola	67	36	31	22
Szakmunkásképző	6	23	26	32
Középiskola	24	33	33	35
Főiskola	2	6	8	8
Egyetem	1	2	2	3
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	Férj			
Általános iskola	72	23	20	18
Szakmunkásképző	5	46	46	47
Középiskola	17	21	23	24
Főiskola	3	6	7	7
Egyetem	3	4	4	4
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

IRODALOM

- ANDORKA R. (1991): A házasság társadalmi helyzete egymáshoz viszonyítva. In: UTASI Á. (szerk.). *Társas kapcsolatok*, Budapest, Gondolat, 20–39. old.
- ANDORKA R. – HARCSA I. – KULCSÁR R. (1975): A társadalmi mobilitás történeti tendenciái. *Statistikai Időszaki Közlemények*, 343. sz. 114–126. old.

- BERENT, J. (1954): Social mobility and marriage: a study of trends in England and Wales. In: GLASS, D.V. (szerk.). *Social mobility in Britain*, Routledge, London, 321–338. old.
- BLOSSFELD, H-P. – TIMM, A. (1997): Der Einfluss des Bildungssystems auf den Heiratsmarkt: ein Langsschnittanalyse der Wahl von Heiratspartnern im Lebenslauf. *Kölner Zeitung von Soziologie und Sozialpsychologie*, 49. évf. 440–476. old.
- BURGESS, E. W. – VALLIN, P. (1943): Homogamy in social characteristics. *American Journal of Sociology*, 49. sz. 109–124. old.
- CSEH-SZOMBATHY L. (1979): *Családszociológiai problémák és módszerek*. Gondolat, Budapest.
- ERIKSON, R. – GOLDTHORPE, J. (1992): *The Constant Flux*. Clarendon Press, Oxford.
- HAUSER, R. M. (1978): A structural model for the mobility table. *Social Forces*, 56. évf. 909–953. old.
- HARCSA I. – KULCSÁR R. (1986): *Társadalmi mobilitás és presztizs*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- HENDRICKX, J. (1994): *The analysis of religious assortative mating: an application of design techniques for categorical models*. PhD thesis, University of Nijmegen.
- HOUT, M. (1982): The association between husbands' and wives' occupations in two-earner families. *American Journal of Sociology*, évf. 397–409. old.
- HUNT, T. C. (1940): Occupational status and marriage selection. *American Sociological Review*, évf. 495–505. old.
- KALMUN, M. (1991): Status homogamy in the United States. *American Journal of Sociology*, 97. évf. 496–523. old.
- KALMUN, M. (1994): Assortative mating by cultural and economic occupational status. *American Journal of Sociology* 100. évf. 422–452. old.
- KULCSÁR R. (1978): A házasság mint a társadalmi átrétegződés egyik „csatornája”. *Statisztikai Szemle*, 56. évf. 5. sz. 516–531. old.
- LIPSET, M. S. – BENDIX, R. (1959): *Social mobility in industrial society*. Heinemann, London.
- MARE, R. (1991): Five decades of educational assortative mating. *American Sociological Review*, 56. évf. 15–32. old.
- RAFTERY, A. E. (1986): Choosing models for cross-classifications. *American Sociological Review*, 51. évf. 145–146. old.
- SIXMA, H. – ULTEE, W. (1984): Marriage patterns and the openness of society; educational homogamy in the Netherlands in 1959, 1971, and 1977. In: BAKKER, B.F.M. – DRONKERS, J. – GANZEBOOM, H.B.G. (szerk.). *Social stratification and mobility in the Netherlands*. Siswo, Amsterdam, 91–108. old.
- SOROKIN, P. (1927): *Social and Cultural Mobility*. Free Press, New York.
- SZÉL T. (1933): A vegyes házasság. *Magyar Statisztikai Szemle*, 11. évf. 10. sz. 705–718. old.
- THIRRING G. (1898): *Budapest Székes Főváros Statisztikai Évkönyve, 1895 és 1896*. Budapest Székes Főváros Statisztikai Hivatala, 425. évf.
- UUNK, W. J. G. (1996): *Who marries whom? The role of social origin, education and high culture in mate selection of industrial societies during the twentieth century*. Dissertation, University of Nijmegen.
- UUNK, W. J. G. – GANZEBOOM, H. B. G. – RÓBERT P. (1996): Bivariate and multivariate scaled association models. An application to homogamy of social origin and education in Hungary between 1930 and 1979. *Quality and Quantity*, 30. évf. 323–343. old.
- ULTEE, W. – DESSENS, J. – JANSEN, W. (1988): Why does unemployment come in couples? *European Sociological Review*, 4. évf. 125–149. old.
- ULTEE, W. C. – LUIJKX, R. (1990): Educational heterogamy and father-to-son occupational mobility in 23 industrial nations. *European Sociological Review*, 6. évf. 125–149. old.
- VERMUNT, J. K. (1993): *LEM: Log-linear and event history analysis with missing data using the EM algorithm*. Tilburg University, Working paper.
- VUKOVICH GY. (1962): A három alapvető társadalmi réteg házassági mobilitása. *Demográfia*, 5. sz. 288–314. old.
- XIE, Y. (1992): The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Sociological Review*, 57. évf. 380–395. old.

SUMMARY

The aim of this study is to investigate the role of partners' educational attainments and family background in mate selection process in Hungary between 1970 and 2000. This analysis can be considered as an illustration of the use of log-linear models to reveal marital behaviour. In line with the theoretical hypotheses and the findings of previous researches, the author has found a tendency for individuals with similar education level and social origin to marry one another. Individuals with elementary school education – on the bottom extreme of the educational hierarchy – and with university grade – on the top of the schooling rank – are the most likely to marry homogeneously. As far as the historical variation is concerned, according to the analysis, educational homogamy showed a U-shape trend: between the early seventies and the early eighties it decreased, while after this period it increased. This means that achievement has become increasingly important in selecting marriage partner.

KÜLFÖLDIEK AZ EURÓPAI UNIÓBÓL*

ILLÉS SÁNDOR

A csatlakozási eszmecseréket övező sajtójelentésekből kiviláglott, hogy a migráció jelenségköréből kiragadták a keletről nyugatra tartó munkaerő-áramlás problémáját és elfeledtek a többi vándorlási folyamatról. A dolgozat fő célja az, hogy megmutassa az érem másik oldalát. Azokra a kérdésekre keresünk válaszokat, hogy a magyarok munkavégzését és bevándorlását is korlátozó uniós országok állampolgárai növekvő számban és mértékben választják-e munkavállalási és letelepedési célpontul Magyarországot. Melyik, nálunk tehetősebb országok polgárai számára vagyunk célország? Vajon ugyanazon országokból származnak-e az ide érkezők, mint ahová a magyarok migrációja irányul? Van-e szerepe a szomszédságnak, a földrajzi távolságnak, a gazdasági kapcsolatok súlyának?

A különböző forrásokból (Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ, Központi Statisztikai Hivatal) származó adatok vizsgálata alapján megállapítottuk, hogy a Magyarország és nyugat közötti áramlás nem egyirányú, hiszen vele párhuzamosan mennyiségét tekintve vele azonos nagyságrendű ellenáramlás is zajlik. A kilencvenes évek második felében alaptendenciának tekinthető a Magyarországot huzamos tartózkodás céljából felkereső uniós állampolgárok számának folyamatos növekedése. Az Unióból származó, engedéllyel munkát vállalók aránya az összes külföldi munkavállaló között 10 százalék körüli szinten stagnál. A fejlett nyugati államok polgárai magasabb iskolai végzettségűek az engedéllyel munkát vállalók átlagánál és a terciér szektort részesítették előnyben magyarországi munkavállalásukkor. Az összes Magyarországon tartózkodó Unióból származó bevándorló aránya viszont folyamatosan emelkedett a külföldi állampolgárok között és az 1995. év végi 10 százalékhoz képest 1999 végére 12,5 százalékra emelkedett. A szomszédság, a közelség szerepe nyugati irányban meglehetősen csekély a bevándorlás mennyiségét illetően.

TÁRGYSZÓ: Migráció. Európai Unió.

Az Európai Unió és Magyarország között, az akkor már két éve zajló csatlakozási tárgyalások során, 2000 márciusában nyitották meg a személyek szabad áramlása című fejezetet. A migrációval kapcsolatos politikai érzékenység mértékét jelzi az a tény, hogy az utolsó témák között került sorra, és mérvadó vélemények szerint a tárgyalások lezárására is, hosszú ideig, talán a megegyezés előtti legutolsó pillanatig kell várni (*Breuss*; 1998, *Kussbach*; 1999). A csatlakozási eszmecseréket követő sajtójelentésekből kiviláglott, hogy a migrációból, annak jól ismert összetettsége ellenére, kiragadtak egy szeletet, nevezetesen a keletről nyugatra tartó munkaerő-áramlást (pontosabban a csatlakozni kí

* A tanulmány „A személyek szabad áramlása témakörének statisztikai szempontú vizsgálata” c. Szociális és Családügyi Minisztérium–Központi Statisztikai Hivatal projekt keretében készült.

vánó országokból a tagországokba tartó mozgást, valamint a jövőbeli feltételezett áramlást) és elfeledkeztek a többi vándorlási folyamatról (Tóth; 1999). A valóságban a csatlakozni vágyó országok állampolgárai a XX. század második felében nem kapcsolódtak (nem kapcsolódhattak) be a munkaerő áramlásának nyugatra tartó fő sodrába. A transzformáció kezdetéig a keleti tömbhöz való tartozásuk miatt, az átalakulás idején pedig a potenciális célországok restriktív bevándorlási politikájának bevezetése következtében (Kupiszewski; 1996, Münz–Seifert; 1999, Langerné; 1999, Stalker; 2000). A nagyarányú bér- és életminőség-különbségek miatt a valóságban létező jelenség a nyugati munkavállalás, azonban – különösen Magyarország esetén – napjainkban ez nem emberek százezreit megmozgató tömegjelenség. A félelmeknek és megalapozatlan vélekedéseknek igen erős szerepe lett ebben a kérdéskörben.¹ Közel sem biztos, hogy újabb kivándorlási hullám indul meg Európa keleti feléről (az egyre tovább halogatott európai unióbéli felvételtől eredően növekszik a helyben maradás valószínűsége). Sőt a korábbi bővítések során kipróbált és bevált derogációs időszak beiktatásával hosszabb ideig ki sem alakulhat a korlátozásoktól mentes szabad munkaerő-áramlás.

Érdekes módon, szóba sem került, hogy a tagországok és a jelöltek vándorlási kapcsolatai nem egyirányúak, hanem esetleg jelentős számú EU-állampolgár tartózkodhat a kelet-európai országokban, közöttük Magyarországon is. E dolgozat fő célja, hogy megmutassuk az érem másik – talán kevésbé fényes – oldalát. E. G. Ravenstein által már a XIX. század végén megfogalmazott és azóta gyakran idézett törvényszerűségekre hivatkozva, a migrációs folyamatok ritkán egyirányúak, a tartós egyirányú áramlás kitermeli az ellenáramlást (Todaro; 1976, Lévai; 1993).

A migráció kezelésének rövid története az Európai Közösségekben

Az alapító szerződésekben megfogalmazott négy alapszabadság egyike a személyek szabad áramlása és ennek korlátozásoktól mentes biztosítása a tagállamok között. A meglehetősen általános és igen széleskörűen értelmezhető elv specifikációja a közösségi intézmények által termelt másodlagos jogforrásokban történt meg és sajátos fejlődést mutatott. A változtatások egyértelműen az érvényességi kör kibővítésének irányába hatottak. Az egyes csoportok korlátozásoktól mentes mozgására vonatkozó szabályok nem közvetlenül a szerződés hatályba lépése után, hanem csak a tagállamok számára biztosított tízéves átmeneti időszak leteltével voltak biztosíthatók. Kezdetben a munkavállalók, tehát azon természetes személyek szabad mozgását garantálták, akik gazdasági tevékenységet folytattak vagy kívántak folytatni. Ebben a körbe az alkalmazottként dolgozó munkavállalókat, az egyéni vállalkozókat és családtagjaikat értették bele. A szabad mozgás lehetőségének megadása összekapcsolódik a személyek tartózkodási, illetve letelepedési szabadságával, nemcsak a természetes, hanem a jogi személyek részére is, fióktelepek, ügynökségek, leányvállalatok létesítése révén (Hovy–Zlotnik; 1994, Fóti; 1999).

¹ „Az Unió bővítése után az új tagállamokból származó munkaerő bevándorlása miatt szökik fel a munkanélküliség a régi tagállamokban. A jólét csökkenése társadalmi konfliktusok láncreakcióit indítja el.” – állítják a pesszimista scenáriók. A jelentőségénél kisebb súllyal kerül szóba a versenyképesség javulásának lehetősége a világ többi akciócentrumaival folytatott globális versenyben. Ez utóbbi lehetőséget, továbbá a Magyarországra érkezett nem elhanyagolható nagyságú működő tőkének a munkaerőpiacra és közvetve a nemzetközi migrációra gyakorolt hatását kizárólag a csatlakozni kívánó országok érvrendszerében találhatjuk meg (von Breska et al; 1998, Hárs; 1999, Antalóczy–Sass; 2000).

A munkaerő szabad áramlásának biztosítását fokozatosan, az adminisztratív és egyéb akadályok lebontásával valósították meg. A Római Szerződés, a személyek szabad áramlása elvének kinyilvánításával, nem a tagállamok összes polgárát megillető jogot alapított. Csak a munkavállalók és egyéni vállalkozók (önfoglalkoztatók, szolgáltatások), valamint családtagjaik számára tette lehetővé a szabad mozgást. Az alapelv kiterjesztésében az összes személyre a kilencvenes évek elején történt döntő fordulat. Ettől az időszaktól kezdve a tagállamoknak meg kellett adniuk a területükön tartózkodás jogát három, munkát nem végző rétegnek is: a nyugdíjba vonult közösségi állampolgároknak, az oktatási intézmények hallgatóinak, továbbá minden olyan közösségi polgárnak, aki képes önmaga eltartására, rendelkezik teljes körű egészségbiztosítással, és akit ez a jog a korábbi szabályok szerint nem illett meg (Cairns; 1999, Jakubovich; 2000). Gyakorlatilag mindenkire kiterjesztették az elv érvényességi tartományát: a szabad mozgás univerzális joggá vált. A vázolt fejlődést látva egyértelműen megállapítható, hogy a jelenleg hatályos szabályok túlnőttek az alapító szerződésekben foglalt eredeti elképzeléseken (Lukács; 1999).

Meg kell említenünk, hogy az egyes tagállamok közszolgálatában alkalmazottakra a szabad mozgás alapelve nem vonatkozik. Továbbá közérdekű kivételként a szabad mozgás a közrend, a közbiztonság és a közegészségügy biztosítása érdekében – egyes személyekre és nem csoportokra vonatkozóan – nemzeti hatáskörben korlátozható.

Mindezek kizárólag az unióbeli állampolgárokra vonatkoztak. Az alapelv alkalmazása kiterjesztésének további lehetősége az, hogy a nem unióbeli állampolgárokra (harmadik országokból érkezőkre) is vonatkozzék. Az egyenlő bánásmód és az állampolgárságon alapuló megkülönböztetés tilalma elveiből következően, az Unión kívüli államokból érkezett, de az Unión belül jogszerűen tartózkodó, munkát vállaló állampolgároknak is ugyanolyan jogokat kellene biztosítaniuk, mint saját állampolgáraiknak. A kezdeti lépéseket ebbe az irányba is megtették. Egy kilencvenes évek közepén született irányelv arról rendelkezik, hogy az Unióban legálisan tartózkodó harmadik országbeli állampolgárok a tagállamok közötti utazási szabadsággal kell, hogy rendelkezzenek (Horváth L.; 1999, Gyulavári–Könczei; 2000).

A vándorlásra különösen érvényes az az általános megállapítás, hogy egy folyamatos belső reformokat végrehajtó közösséghez kell integrálódni. Az amszterdami szerződés hatályba lépésével (1999. május 1.), vagyis a schengeni joganyag unióbeli szintre emelésével, új korszak kezdődött a vándorlások közösségen belüli kezelésében. Az addig a harmadik pillérbe (bel- és igazságügyi kormányközi együttműködés) tartozó migráció az első pillérbe, vagyis a kormányközi együttműködés területéről közösségi hatáskörbe került át, ahol a közösségi érdekeket kifejező döntéshozatali mechanizmusok érvényesülnek. Az amszterdami szerződés szerint a Tanácsnak az egyezmény hatályba lépésétől számított öt éven belül szabályoznia kell a tagállamok területére való beutazást, az ott-tartózkodást, ki kell dolgoznia a migránsok belső (Unión belüli) mozgását szabályozó másodlagos jogforrásokat (rendeleteket, irányelveket...).² A szerződés kimondja, hogy a belépő új tagok kötelesek a maga teljességében elfogadni a személyek szabad áramlására vonatkozó *acquis-t* (Horváth Z.; 1999, Simonné; 2000).

² Az amszterdami szerződésben előírt jogalkotási kötelezettség teljesítése érdekében az 1998 decemberében, Bécsben megrendezett állam- és kormányfői értekezlet kétéves jogalkotási programot fogadott el, melyben a migrációs jelenségek szabályozása a prioritások között szerepelt.

Ez tehát a helyzet abban a Közösségben, amelyhez Magyarország a közeljövőben csatlakozni kíván. Az alábbiakban vizsgáljuk meg, hogy Magyarország milyen előzményekkel érkezik a csatlakozás kapujába.

Külföldi munkavállalók Magyarországon³

Mindenekelőtt fontosnak tartjuk kiemelni, hogy gazdasági társaságok és egyéni vállalkozások alapításakor a külföldi befektetők részére a hátrányos megkülönböztetéstől mentes és nemzeti elbánás biztosítását törvény írja elő (1998. évi XXIV. törvény a külföldiek magyarországi befektetéseiről).

A foglalkoztatási jogviszony keretében munkát végző külföldi állampolgárok tevékenységét a 8/1999. (XI. 10.) SzCsM rendelet szabályozza. A munkavállalás engedélyezését a magyar munkáltatónak kell kezdeményeznie az illetékes munkaügyi központnál. Általános esetben az engedélykérelem beadását legalább 30 nappal megelőzően ugyanerre a tevékenységre munkaerőigényt kell bejelentenie. Ez a rendelkezés a magyar munkaerőpiac védelmét szolgálja, mivel ez alatt az egy hónap alatt a munkaügyi központ magyar munkanélkülieket próbál kiközvetíteni az állásra.

Az engedély megszerzésének folyamatát a munkáltatók esetenként hosszadalmasnak, bürokratikusnak tartják, különösen azokban az esetekben, amikor az állásra pályázó külföldi munkavállaló nyilvánvalóan nem helyettesíthető magyar munkaerővel. A kritikák ellenére is összességében elmondható, hogy az eljárás nem bonyolultabb, mint a legtöbb EU-tagországban a harmadik országból érkezett munkavállalók esetében.

A munkaerőigény előzetes bejelentésére nincs szükség azokban az esetekben, amikor a rendelet lehetőséget ad egyszerűsített eljárás lefolytatására, így az EU-tagországo**kból** érkező munkavállalókat leginkább érintő területeken, például a külföldi érdekeltségű vállalkozásokban kulcsszemélyzetként történő munkavégzés esetén, az oktatási intézményekben idegen nyelven történő oktatási tevékenységhez, vagy a magyar egyesületekhez szerződött sportolók esetében. Ezen túlmenően a rendelet több olyan feltételt felsorol, amelyek fennállása esetén egyáltalán nem szükséges munkavállalási engedély a magyarországi munkavégzéshez. Így többek között mentességet élveznek:

- a külföldi gazdasági társaságok fiókintézményének vagy képviseletének vezetői;
- a diplomáciai képviseletek személyi állománya;
- a nemzetközi szervezeteknél vagy nemzetközi szerződéssel létrehozott közös szerveknél részt vevő felek által delegált külföldi állampolgárok;
- a tizenöt munkanapot meg nem haladóan végzett üzembe helyezési, szavatossági, szervizelési és jótállási tevékenység;
- a külföldi részesedésű gazdasági társaságok vezető tisztségviselője, valamint felügyelőbizottsági tagjai;
- külföldi felsőoktatási intézmények szakmai gyakorlatán részt vevő hallgatók;
- a magyar közép- és felsőfokú oktatási intézmények nappali tagozatos külföldi állampolgárságú tanulói, hallgatói;
- a magyar egyházi intézményekben munkát végző külföldiek.

Az Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ a külföldi állampolgárok számára kiadott munkavállalási engedélyekről gyűjt statisztikai adatokat. Ily módon a

³ Az alfejezet elkészítéséhez nyújtott önzetlen segítségükért köszönettel tartozom *Derzsi Évának* és *Lázár Györgynek*, az Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ munkatársainak.

rendelet által biztosított mentességek széles köre egyben azt is jelenti, hogy a hazánkban legálisan munkát vállaló külföldi állampolgárok egy jelentős létszámú csoportja e statisztika látókörén kívül marad. Az itt közölt adatok és megállapítások tehát nem a teljes külföldi munkavállalói létszámra vonatkoznak Magyarországon, hanem csakis a munkavállalási engedéllyel rendelkezőkre. A munkavállalási engedély érvényessége legfeljebb 12 hónapra szólhat, és az új engedély kiadásával csaknem azonos feltételekkel hosszabbítható meg. Az évente kiadott engedélyek között évről évre emelkedik a huzamosabb időtartamra kért engedélyek száma, 1999-ben az engedélyek 96 százalékát 6 és 12 hónap közötti érvényességgel adták ki, míg 1995-ben ez az arány 86 százalék volt. A rövidebb időtartamra szóló engedélyek, jellemzően, a szezonmunkák idején fordulnak elő.

Az 1. tábla az elmúlt öt évben hazánkban engedéllyel munkát vállaló külföldi állampolgárok számát mutatja, minden évben a december 31-én érvényben levő munkavállalási engedélyek száma alapján. A létszám az elmúlt években szinte folyamatosan emelkedett, 1995-ben 21 009 fő volt, 1999-ben pedig már 28 469 fő.⁴

1. tábla

Érvényes munkavállalási engedéllyel rendelkező külföldi állampolgárok száma, országcsoportok szerint

Ország	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.
	december 31-én (fő)				
EU tagállamokból					
Nagy-Britannia	654	320	611	623	616
Ausztria	199	153	217	275	284
Belgium	50	31	51	51	71
Dánia	24	3	17	25	21
Finnország	42	37	46	61	163
Franciaország	293	279	192	309	413
Görögország	17	5	20	20	18
Hollandia	136	102	148	175	149
Írország	50	17	55	53	49
Luxemburg		1	3	3	1
Németország	452	252	547	611	615
Olaszország	105	113	154	197	181
Portugália	9	1	8	7	6
Spanyolország	16	22	19	23	28
Svédország	77	28	74	81	59
Együtt	2 124	1 364	2 162	2 514	2 674
Százalék	10,1	7,3	10,6	11,2	9,4
Egyes európai államokból					
Ciprus	1	1	4	2	11
Csehország	18	8	26	21	34
Lengyelország	1 380	956	1 051	989	544
Észtország	4	3	10	2	4
Szlovénia	33	8	17	9	16
Együtt	1 436	976	1 108	1 023	609
Százalék	6,8	5,2	5,4	4,6	2,1

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

⁴Az 1996. és 1997. évi adatok kisebbek az 1995. évinél. Az eltérés oka a rendelet szigorítása.

(Folytatás.)

Ország	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.
	december 31-én (fő)				
Más európai államokból					
Bulgária	66	11	62	89	108
Szlovákia	662	428	425	469	972
Románia	9 808	8 526	9 478	10 610	14 132
Málta					
Fehéroroszország	25	9	16	25	29
Lettország	1	4			1
Litvánia	13	8	12	16	18
Moldova	21	5	14	14	45
Ukrajna	2 221	1 912	2 471	2 444	3 524
Oroszország	326	243	580	311	345
Együtt	13 143	11 146	13 058	13 978	19 174
Százalék	62,6	59,3	64,1	62,2	67,4
Európán kívüli országok					
Egyesült Államok	711	448	587	637	565
Kanada	105	44	108	88	89
Ausztrália	37	38	52	63	47
Japán	97	99	137	143	242
Együtt	950	629	884	931	943
Százalék	4,5	3,4	4,3	4,1	3,3
Egyéb országok	3 356	4 648	3 170	4 020	5 069
Százalék	16,0	24,8	15,6	17,9	17,8
<i>Összesen</i>	<i>21 009</i>	<i>18 763</i>	<i>20 382</i>	<i>22 466</i>	<i>28 469</i>
<i>Százalék</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ.

A külföldi munkavállalók között 60 százalékos feletti arányban szerepelnek a más európai államokból, a mára túlhaladottnak tartott szóhasználat szerint, az Európai Unióhoz a „második körben” csatlakozni kívánó országokból. Ebben a csoportban található Románia és Ukrajna, ahonnan évek óta a legnagyobb létszámban érkeznek hazánkba a többségükben magyar nemzetiségű munkavállalók, sok esetben a későbbi letelepedés szándékával. Az 1990-es évek második felének fagyos kapcsolata után 1999-ben már kétszer annyi munkavállalási engedélyt kértek a szlovák állampolgárok részére és megkockáztathatjuk, hogy az elkövetkező években e téren további növekedés várható. Az „első körben” csatlakozni kívánó országokból érkezett munkavállalók aránya alacsony, és radikálisan csökkenő tendenciát mutat. 1995-ben még 6,8 százalékos volt az arányuk, ami 1999-re kevesebb mint harmadára 2,1 százalékra csökkent. Ebben a csoportban a legnagyobb létszámot a lengyel állampolgárságú munkavállalók teszik ki, akik nagy többsége a bányászatban talált a 90-es évek elején széles körű, napjainkban azonban az ágazat leépülése miatt, egyre szűkülő munkalehetőséget. Az EU-tagállamokból érkezett munkavállalók száma a nyilvántartásban nem túl magas (1995-ben 2124 fő, 1999-ben 2674 fő), és korántsem mutat olyan dinamikus emelkedést, mint a román és ukrán állampolgárságú munkavállalók esetében. E csoportnál azonban figyelembe kell vennünk, hogy a külföldiek munkavállalását szabályozó rendelet

által biztosított mentességek a legnagyobb arányban éppen az EU-tagországo**k**ból és a tengerentúlról érkező munkavállalókat érintik.

Az EU-tagállamok közül minden egyes évben a Nagy-Britanniából érkezők szereztek a legnagyobb számban munkavállalási engedélyt. Dominanciájuk nyilvánvalóan összefügg azzal, hogy az idegen nyelvet tanulók körében a legnépszerűbb az angol, és az ebből fakadó keresletet elégítik ki a nyelvtanári diplomával (vagy anélkül) a szigetországo**k**ból érkező oktatók. 1999-re a Németországo**k**ból származók száma – dinamikus növekedés eredményeképpen – elérte a britek utóbbi években 600 fő felett stabilizálódott létszámát. Nagy a valószínűsége annak, hogy az anyanyelvű tanárok súlya ebben a körben sokkal kisebb, mint az angolok esetében és nem az oktatásban, hanem egyéb ágazatokban vállalnak munkát a Németországo**k**ból érkezett munkavállalók. Franciaországo**k**ból, 1997 kivételével, minden évben többen álltak alkalmazásban Magyarországon, mint a szomszédos Ausztriából. Az 1998-ig dinamikusan növekvő olasz munkavállalói létszám nem növekedett tovább 1999-re, azonban az EU-ból még így is az ötödik legnagyobb létszámú munkavállalói csoportot küldik Magyarországra. A Finnországo**k**ból származók 1998 végén 61-en voltak. E szám 1999 végére, 163 főre, vagyis két és félszeresére növekedett. Hasonló mértékű változások csak az 1996-os mélypontra történtek. A hollandok száma 1995-höz képest alig változott, így meglehetősen stabilnak minősíthető, annak ellenére, hogy közöttük anyanyelvű oktatók vélhetően csak elenyésző számban szerepelhetnek. A legjelentősebb számú tengerentúlról származó munkavállalói csoportot a világgazdaság másik két, az Európai Unióval versenyző ország az Egyesült Államok és Japán adja.

Mielőtt rátérnénk a rendelkezésünkre álló részletesebb adatokra (lásd a 2. és 3. táblát), szükségesnek tartjuk kiemelni, hogy az engedélyezés statisztikai adatait az OMKMK eddig olyan aggregált formában gyűjtötte, amely nem teszi lehetővé az adatoknak az 1. táblában szereplő országcsoportokon belüli részletesebb bontását. Az „első körben” csatlakozni kívánó országok közül Csehország és Lengyelország adatait tudjuk ebben a bontásban megadni, e két ország a csoport 95 százalékát reprezentálja. A „második körben” csatlakozásra készülő országok részletesebb adatait viszont csaknem teljes mértékben ismerjük. Az adatbázisban külön szerepelnek még a jugoszláv utódállamok, valamint Kína és Vietnam. A többi fel nem sorolt ország adatai egy összevont „Egyéb országok” kategóriában szerepelnek, amelyen belül az EU-tagországo**k** 47 százalékos arányt képviselnek. A munkavállalás jellegét tekintve hasonló tengerentúli országok (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Japán) pedig további 17 százalékot. Sajnos, ez az együttesen 64 százalékos arány is meglehetősen alacsony ahhoz, hogy az „Egyéb országok” kategória összevont adataival egyértelműen jellemezhessek az EU-tagországo**k**ból érkezett állampolgárok munkavállalását. Az alábbiakban közöltek tehát ezekkel a megszorításokkal értelmezendők.

A 2. táblában a fizikai, illetve szellemi munkakörben foglalkoztatott külföldi munkavállalók számát és arányait mutatjuk be, az 1995. és az 1999. évi adatok alapján. A teljes külföldi munkavállalói létszámon belül a fizikai foglalkozásuk számának és arányának erőteljes növekedése tapasztalható, közöttük azonban a szakképzettek aránya csökken. E változás arra utal, hogy a külföldről származó munkavállalói csoportok egyre növekvő mértékben a munkaerőpiac alsó szegmenseit foglalják el, ahová magyar munkaerőt már nehéz találni és munkanélküliekkel sem tölthetők fel az alacsony presztízsű és főleg alacsony munkabéru állások. (Talán a klasszikus nyugat-európai típusú vendégmunkarendszerhez hasonló szisztéma kialakulásának vagyunk szemtanúi Magyarországon.)

2. tábla

A fizikai és a szellemi foglalkozású munkavállalók száma és aránya

Országcsoport	1995. december 31.					1999. december 31.					
	Fizikai foglalkozásúak		Szellemi foglalkozásúak			Összesen	Fizikai foglalkozásúak		Szellemi foglalkozásúak		Összesen
	összesen	ebből: szakképzett	összesen	ebből: felsőfokú végzettségű	összesen		ebből: szakképzett	összesen	ebből: felsőfokú végzettségű		
Csehország és Lengyelország											
fő	1 303	1 281	95	47	1 398	451	413	127	86	578	
százalék	93,2	98,3	6,8	49,5	100,0	78,0	91,6	22,0	67,7	100,0	
Románia, Szlovákia és a szovjet utódállamok											
fő	10 548	7 642	2 559	1 021	13 107	16 400	9 379	2 732	1 518	19 132	
százalék	80,5	72,4	19,5	39,9	100,0	85,7	57,2	14,3	55,6	100,0	
Jugoszláv utódállamok											
fő	624	416	819	416	1 443	836	638	402	199	1 238	
százalék	43,2	66,7	56,8	50,8	100,0	67,5	76,3	32,5	49,5	100,0	
Kína és Vietnam											
fő	541	509	542	214	1 083	1 477	815	355	171	1 832	
százalék	50,0	94,1	50,0	39,5	100,0	80,6	55,2	19,4	48,2	100,0	
Egyéb országok											
fő	882	756	3 096	2 515	3 978	2 559	1 818	3 130	1 797	5 689	
százalék	22,2	85,7	77,8	81,2	100,0	45,0	71,0	55,0	57,4	100,0	
<i>Összesen</i>											
<i>fő</i>	<i>13 898</i>	<i>10 604</i>	<i>7 111</i>	<i>4 213</i>	<i>21 009</i>	<i>21 723</i>	<i>13 063</i>	<i>6 746</i>	<i>3 771</i>	<i>28 469</i>	
<i>százalék</i>	<i>66,2</i>	<i>76,3</i>	<i>33,8</i>	<i>59,2</i>	<i>100,0</i>	<i>76,3</i>	<i>60,1</i>	<i>23,7</i>	<i>55,9</i>	<i>100,0</i>	

Forrás: Országos Munkügyi Kutató és Módszertani Központ.

Ugyancsak csökken a szellemi foglalkozásuk körében a felsőfokú végzettséggel rendelkezők aránya is. Az EU-tagországokat is magában foglaló „Egyéb országok” kategóriában is érvényesülnek ezek az általános tendenciák (növekszik a fizikai és csökken a szellemi foglalkozásuk aránya), azonban ez az egyetlen országcsoport, amelyben a szellemi foglalkozásuk száma és aránya még 1999-ben is magasabb, mint a fizikai foglalkozásuké. Megfigyelhető, hogy ugyanitt a szellemi foglalkozásuk között 1995-ben még 81 százalék felsőfokú végzettségű volt, ami 1999-re, az abszolút szám növekedése mellett, 57 százalékra csökkent le. 1995-höz képest 1999-re az „Egyéb országok”-ban mért csökkenéssel és a jugoszláv utódállamok stagnálásával egyidőben minden más csoportban növekedett a felsőfokú végzettségűek aránya a szellemi foglalkozásuk között. Kizárólag a felsőfokú végzettségűek munkavállalására szűkítve le vizsgálódásunkat – a fentebb vázolt tendenciák állandósulása esetén – megkockáztatható az a hipotézis, hogy a „nyugatról” származó magasan képzett munkaerő helyét fokozatosan átveszik a magyarok, és az ezáltal hiányzó hazai munkaerő helyére lépnek be a „keletről” jövő kvalifikált munkavállalók. Talán nem felesleges megemlíteni, hogy ezen feltételezés beleillik a hazánk köztes helyzetével operáló hagyományos magyarázó modellekbe.

A 3. tábla a mezőgazdaság (I.), az ipar (II.), illetve a szolgáltatások (III.) területén foglalkoztatott külföldi állampolgárok számát és arányait mutatja az 1995. és az 1999. évi adatok alapján. Összességében a külföldi munkavállalók túlnyomó többsége az iparban és a szolgáltatások területén található. 1995-ben még azonos számú és arányú vendégmunkás dolgozott a szekunder és terciér szektorokban, azonban a négy év folyamán, 1999-re, megemelkedett a szolgáltatásokban foglalkoztatottak száma és aránya. Az ipari ágazatok arányvesztésében csak az egyik magyarázó tényező a szolgáltató ágazatok térnyerése. A másik, és súlyában jelentősebb tényező a mezőgazdaságban munkát vállalók számának és arányának dinamikus növekedése az egyre zsugorodó számú, és a nemzetgazdaság átlagánál öregebb korösszetételű hazai munkaerő kiegészítésére és pótlására. Az „Egyéb országok” kategóriában már 1995-ben is a szolgáltató szektor túlsúlya (70,9%) volt megfigyelhető és 1999-re az arányok még erőteljesebben tolódtak el a szolgáltatások (72,5%) irányába. Az „első és második körben” csatlakozó országokból érkezett munkavállalók azonban nagyobb részt az iparban találtak maguknak munkaalkalmat. Nem tekinthetünk el annak az erős tendenciának a bemutatásától sem, hogy Romániából, Szlovákiából és a szovjet utódállamokból (ez utóbbi esetben nyilván Ukrajna számít döntő forrásnak) háromszorosára növekedett a primer szektorban foglalkoztatott külföldi munkavállalók száma. További jellegzetesség, hogy a kínaiak és vietnamiak kizárólag a terciér szektorban kapnak–vállalnak legális munkát. A mezőgazdaságban jelentősebb létszámban csak Romániából, Szlovákiából és a szovjet utódállamokból érkező munkavállalók találhatók. Kissé leegyszerűsítve megállapíthatjuk, hogy a környező államok polgárai a szekunder és primer szektorokat, a fejlett nyugati országok polgárai, valamint a Délkelet-Ázsiából érkezők a terciér szektort részesítik előnyben magyarországi munkavállalásukkor.

Ahhoz, hogy kifinomultabb módszerekkel elemezhesük az adatokat, és részletesebben bemutassuk a külföldiek hazai munkavállalásának jellemzőit, ezen belül különösen a jelenlegi EU-tagországokat és a csatlakozás előtt álló országokat, szélesebb körű adatgyűjtésre, korszerűbb adatfeldolgozási rendszerre van szükség. Tudomásom szerint, ez a munka az OMKMK-ban folyamatban van, és reményeink szerint a 2000. évről már sokkal részletesebb adatok rendelkezésre állni.

3. tábla

A munkavállalási engedéllyel rendelkező külföldi munkavállalók száma és aránya foglalkoztatási szektorok szerint

Országcsoport	1995. december 31.				1999. december 31.			
	I.	II.	III.	Összesen	I.	II.	III.	Összesen
	szektor				szektor			
Csehország és Lengyelország								
fő	0	1 292	106	1 398	0	363	215	578
százalék	0,0	92,4	7,6	100,0	0,0	62,8	37,2	100,0
Románia, Szlovákia és a szovjet utódállamok								
fő	602	7 295	5 210	13 107	1 960	9 936	7 236	19 132
százalék	4,6	55,7	39,7	100,0	10,2	51,9	37,8	100,0
Jugoszláv utódállamok								
fő	50	392	1 001	1 443	44	337	857	1 238
százalék	3,5	27,2	69,4	100,0	3,6	27,2	69,2	100,0
Kína és Vietnam								
fő	4	66	1 013	1 083	1	23	1 808	1 832
százalék	0,4	6,1	93,5	100,0	0,1	1,3	98,7	100,0
Egyéb országok								
fő	27	1 131	2 820	3 978	28	1 536	4 125	5 689
százalék	0,7	28,4	70,9	100,0	0,5	27,0	72,5	100,0
<i>Összesen</i>								
<i>fő</i>	683	10 176	10 150	21 009	2 033	12 195	14 241	28 469
<i>százalék</i>	3,3	48,4	48,3	100,0	7,1	42,8	50,0	100,0

Forrás: Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ.

A külföldiek munkavállalásával kapcsolatban még egy elgondolkodtató körülményre kell felhívni a figyelmet. Mint ahogy a korábbiakban többször utaltunk rá, az érvényes munkavállalási engedélyek száma (1999 végén mintegy 28 500 darab) nem azonos a hazánkban legálisan munkát végző külföldi állampolgárok számával. Nagyon is jogosak azok a fenntartások, amelyekkel ezt a közel 30 ezer fős létszámot fogadjuk. Térjünk vissza néhány mondat erejéig a 8/1999. SzCsM rendeletben megnevezett mentességet élvezők körére. Nyilván mindegyik csoportban található több-kevesebb külföldi állampolgár, akik Magyarországon dolgoznak, de statisztikai nyilvántartás híján létszámukat még becsülni sem tudjuk. Közöttük a legnépesebb csoportot, feltételezésünk szerint a külföldi érdekeltségű gazdasági társaságok vezető tisztségviselői alkotják. A KSH adatai szerint 1990-ben 231, 1998-ban pedig már 14 806 tisztán külföldi érdekeltségű cég működött Magyarországon. E szám, az előzetes adatok szerint, 1999-re 14 647-re módosult. A egyes érdekeltségű cégek száma 1990-ben 5462, 1998-ban pedig 11 186 volt. Előzetes adatok szerint ez a szám 1999-ben 10 188-ra változott.⁵ E számadatok alapján nem alaptalan az a feltételezésünk, hogy a külföldi állampolgárságú cégvezetők számának ismerete jelentős mértékben módosítaná a külföldiek munkavállalásáról az engedélyezési statisztika alapján kialakított képet, akár a teljes létszámot, akár a fizikai–szellemi arányt, vagy a felsőfokú végzettségük arányát tekintjük.

Az EU-tagállamokból Magyarországon tartózkodó bevándorlók

Az alábbiakban a Belügyminisztérium nyilvántartásain alapuló és a KSH által feldolgozott adatok alapján vizsgáljuk meg, hogy a bevándorlóknak tekintett külföldi állampolgárok, vagyis a huzamos tartózkodási vagy bevándorlási engedéllyel rendelkezők száma és témánk szempontjából érdekes országcsoportok szerinti aránya, hogyan alakult a kilencvenes évek második felében. Az engedéllyel munkát vállalkóhoz képest jóval szélesebb kört tartalmaz a KSH-adatbázis, azonban a két forrásból származó eredmények összehasonlíthatósága végett a hagyományosan munkavállalási korúaknak tekinthető korosztályokra koncentráltunk, a vonatkoztatási időpontok azonossága mellett.⁶ E forrást használva lehetőségünk volt a nemek és az ötéves korcsoportok szerinti megoszlások tanulmányozására is, melyek alapján mélyebb összefüggések nyomaira és figyelemre méltó tényekre is bukkanhattunk. Előljáróban megállapíthatjuk, hogy a munkavállalási engedéllyel rendelkező külföldi állampolgárok számának és arányának alakulásához hasonló tendenciákat tapasztalunk az összes munkavállalási korú bevándorló esetében a kilencvenes évek második felében. (Lásd a 4. táblát.)

Az EU-tagállamokból származók száma az 1995-ben mért 11,5 ezer főről egyenletes növekedés mellett 15,5 ezer főre emelkedett 1999 végére. Arra a tényre, hogy a mennyiségi növekedés mellett Magyarország egyre kedveltebb célponttá válik, az arányok módosulásából következtethetünk. Az 1995-ös állapot szerint az összes bevándorló között, közel 10 százalék volt az unióbeli polgárok részesedése. Ez az arány 1999-re 12,5 száza

⁵ *Magyar statisztikai évkönyv, 1999.* KSH, Budapest, 2000. 281. old.

⁶ Tudatában vagyunk annak, hogy a 15–59 éves korcsoport aktívának tekintése (Laky; 2000), különösen a korcsoport határainál nem problémamentes. A 15–24 évesek között nagyszámú diákot találhatók. A 60 évesek és annál idősebbek körében sem nyugdíjas mindenki. Azt feltételeztük, hogy az első, aktívakat csökkentő, és a második aktívakat növelő, tényező ellentétes hatása összességében kiegyenlíti egymást, vagy a különbség annyira csekély lehet, hogy a torzító hatás nem befolyásolhatja következtetéseink érvényességét.

lékra növekedett. Mindebből levonhatjuk azt a következtetést, hogy a magyarok munkavégzését és bevándorlását is korlátozó unióbeli országok állampolgárai egyre növekvő számban és mértékben választják munkavállalási és letelepedési célpontul Magyarországot. Megállapíthatjuk tehát, hogy a magyarok áramlásával párhuzamosan nagyságrendben azonos ellenáramlás is megfigyelhető.

4. tábla

A huzamosan Magyarországon tartózkodó munkavállalási korúak száma és aránya

Munkavállalási korúak (15–59 évesek)	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.
	év december 31-én				
Összesen	116 638	119 548	124 759	123 696	124 975
Ebből:					
EU-tagállamok					
fő	11 446	12 935	14 412	15 056	15 489
százalék	9,81	10,82	11,55	12,17	12,39
Többi állam					
fő	105 192	106 613	110 347	108 640	109 486
százalék	90,19	89,18	88,45	87,83	87,61

Forrás: Központi Statisztikai Hivatal.

Kérdés, hogy melyik – nálunk tehetősebb – országok polgárai számára vagyunk célország? Vajon ugyanazon országokból származnak-e az ide érkezők, ahová – a jelenlegi közel sem kielégítő információk szerint – a magyarok migrációja irányul? Van-e szerepe a szomszédságnak, a földrajzi távolságnak, a gazdasági kapcsolatok súlyának? (*Nemes Nagy*; 1998) E kérdések megválaszolásához már nem célszerű vizsgálódásunkat a munkavállalási korúakra leszűkíteni, ezért a továbbiakban bemutatott adatok az összes bevándorló külföldi állampolgárra vonatkoznak.⁷

Az EU-tagállamokból, illetve más országokból Magyarországon tartózkodó külföldi állampolgárok számát, az 1995. december 31-i és az 1999. december 31-i helyzetnek megfelelően a Központi Statisztikai Hivatal által összeállított táblák tartalmazzák, amelyeket terjedelmük miatt elektronikus formában, a *Statisztikai Szemle* honlapján (www.ksh.hu/statszml) közöljük, és amelyek onnan díjmentesen letölthetők.

A 1995. és az 1999. évi adatok egybevetésekor csak jelentős eltérések esetén utalunk az 1995. év végi állapotokra. Az adatokból kiolvasható, hogy a közelség szerepe nyugati irányban meglehetősen csekély a bevándorlás számát illetően. A szomszédos Ausztriához képest több német, és ami meglepő, görög és brit állampolgár tartózkodik huzamosan (egy évnél hosszabb időtartamig) Magyarországon. Az olaszok és a franciák súlya pedig szinte azonos az osztrákokéval. A hosszú évszázadok közös történelme, az élénk gazdasági kapcsolatok nem tükröződnek ezekben a számokban. E tény azért nem meglepő a migrációt tanulmányozó szakemberek számára, mert a két ország migrációs kapcsolatát nem a letelepedési célú vándorlás, hanem a napi vagy annál ritkább időközű mozgások jellemzik, melyek

⁷ A dolgozatban nem vizsgáltuk meg azt az egyébként fontos és aktuális kérdést, hogy lehet-e az Unióból bevándorlóknak szerepe a hazai népességszám csökkenésének mérséklésében (*Hablicsek-Tóth*; 2000). Úgy véltük, hogy e kérdés tárgyalása túlmutatna eredetileg megfogalmazott célkitűzéseinken.

nem feltétlenül a munkavállalással állnak szoros kapcsolatban (*Csapó*; 1999).⁸ Görögország volt az egyetlen olyan unióbeli ország, ahonnan 1999-ben kevesebb állampolgár tartózkodott huzamos letelepedési engedéllyel, vagy bevándorlási engedéllyel Magyarországon, mint a megelőző évben. Németország kiemelkedő szerepét jelzi, hogy minden második EU-ból származó állampolgár német. E nagyságrendet magyarázza, hogy Németország Magyarország első számú gazdasági partnere, közel húsz éve működő, kétoldalú munkaügyi kapcsolatokkal (*Nagy*; 1994, *Marton*; 2000), továbbá az etnikai kapcsolatokon nyugvó tényezőkről sem szabad megfeledkeznünk. Svéd és holland állampolgárok még jelentős számban élnek hazánkban, viszont Finnországot, valamint Belgiumot követően Spanyolországból, Portugáliából, Írországból, Dániából, és méreteinél fogva Luxemburgból, csekély számban tartózkodtak egy évnél hosszabb ideig az országban.

A nemek kiegyensúlyozott aránya (50–50%) jellemzi az Európai Unióból Magyarországon tartózkodókat, ami kissé eltér az összes bevándorlónál a kilencvenes években mért – 52 százalék férfi és 48 százalék nő – igen stabil megoszlástól. Németország és Finnország kivételével férfi többletet mutatnak a statisztikák. Mint említettük, minden második bevándorló német, így az onnan érkezők között tapasztalható 60 százalékos női arány súlyánál fogva az Unió egészének viszonylatában kiegyenlíti a többi országból származó férfiak dominanciáját. A Németországból származó nők többletét a 30–54 éves korúak adják, akik közül például a 40–44 éves korcsoportban ötször annyi nő tartózkodik Magyarországon, mint férfi. A 0–14 évesek között kiegyenlített a nemi arány és érdekes módon az 55 év felettiéknél – a várható rövidebb élettartamuk ellenére – jelentős a német férfiak többlete a másik nemhez viszonyítva. Szélsőséges férfi többletet láthatunk Ausztria és Olaszország állampolgárai esetében. Az összességében kétszeres osztrák férfi túlsúlyt a bevándorlók gerincét adó 25–59 éves férfiak magasabb aránya idézi elő. Az olasz férfiak átlagosan háromszoros többlete érdekes módon az idősebb 40–64 éveseknél haladja meg jelentősen az átlagos mértéket. A 40–44 éves korcsoportban hatszor annyi olasz bevándorló férfi tartózkodik Magyarországon a kilencvenes évtized végén, mint amennyi nő.

A vándorlókra általában jellemző, hogy a 20–34 éves korúak változtatnak a legnagyobb intenzitással lakóhelyet. A nemzetközi migráció eredményét mutató bevándorlók állományában a 35–44 évesek is hasonló aránnyal szerepelnek, mint a 20–34 évesek. A koreltolódás érthető, hiszen az általunk vizsgált állományokban, melyek egy-egy adott pillanat állapotát tárják elénk, nemcsak a megelőző év bevándorlói találhatók meg, hanem a megelőző évtizedeké is. 1995-höz képest egyértelműbben idősebb korösszetételű a Magyarországon tartózkodók állománya, hiszen a KSH adatbázisa az új bevándoroltakon kívül azokat is tartalmazza, akik nem vándoroltak vissza a küldő országba, nem távoztak harmadik országba, továbbá nem haltak meg, valamint nem kaptak magyar állampolgárságot. Az Unióból érkezettek közül a 20–24 évesek és a 25–29 évesek vannak a legtöbben, amit egyértelműen a Németországból és Görögországból érkező fiatalos korösszetétele okoz. Az unióbeli államok többségéből érkezők, Svédország kivételével, idősebb korstruktúrájúak.⁹

⁸ A sokoldalúnak minősített magyar osztrák munkaerő-piaci együttműködésben új szakasz kezdődött az 1997. március 26-án aláírt Magyarország és Ausztria határ menti térségeiben történő foglalkoztatásról szóló államközi egyezmény megkötésével. Az 1998. évi 550 fős, majd az 1999-es 650 fős keretet a magyar részről sikerült feltölteni. Az osztrák oldalon – ahogy a jelentős bérkülönbségekből eredően kiszámítható volt – ritka az érdeklődés a határhoz közeli munkavállalás iránt.

⁹ 1999. december 31-én Magyarországon tartózkodó 1903 görög állampolgár közül 816 fő a 20–24 éves korcsoport tagja volt, 567 pedig 25–29 éves. Tehát a Görögországból származók több mint 70 százaléka 20–29 éves.

Az aktív életszakasz vége felé haladva a kormegoszlást vizsgálva hat országból származók esetében találtunk helyi maximumokat. Ausztria, Finnország, Hollandia, Svédország, Spanyolország és Olaszország 50–54 éves állampolgárai nagyobb számban fordultak elő, amennyiben a szomszédos korcsoportokkal vetjük országonként egybe őket. A kicsi abszolút számok miatt, csak nagy óvatossággal értelmezhetők az adatok, mindenestre szignifikáns összefüggés található minden egyes országnál az 50–54 évesek jelentősebb aránya és nemek szerinti összetétele között. Az e korcsoportoz tartozó férfiak száma Németország kivételével legalább másfélszer-kétszer annyi volt, mint a nőké. Az olaszok esetében a különbség négyszeres.

*

A különböző forrásokból (Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ, Központi Statisztikai Hivatal) származó adatok vizsgálata során, a Magyarországon munkavállalási engedéllyel dolgozó, illetve az egy évnél hosszabb ideig tartózkodó és bevándorlási engedéllyel rendelkező unióbeli állampolgárokról hasonló kép tárult elénk. Ugyanazokat az arányokat és azonos irányba elmozduló dinamikát mutattunk ki. A kilencvenes évek második felében alaptendenciának tekinthető a Magyarországot huzamos tartózkodás céljából felkereső unióbeli állampolgárok számának folyamatos növekedése. E növekedéssel párhuzamosan emelkedett a más küldő országokból jövők száma is. Az Unióból származó, engedéllyel munkát vállalók aránya az összes külföldi munkavállaló között 10 százalék körüli szinten mozog. A fejlett nyugati államok polgárai magasabb iskolai végzettségűek az engedéllyel munkát vállalók átlagánál és a tercier szektort részesítették előnyben magyarországi munkavállalásukkor. Az összes Magyarországon tartózkodó Unióból származó bevándorló aránya viszont folyamatosan emelkedett a külföldi állampolgárok között és az 1995. év végi 10 százalékhoz képest 1999 végére 12,5 százalékra emelkedett. A szomszédság, a közelség nyugati irányból meglehetősen kevésbé befolyásolja a bevándorlást. Ausztriához képest több német, görög és angol állampolgár tartózkodik huzamosan (egy évnél hosszabb időtartamig) Magyarországon. Az Unióból betelepülők kiegyensúlyozott nemek szerinti összetétele mérsékli a Magyarországon tapasztalható nőtöbbletet, korösszetételük pedig fiatalítja a magyar népességet. Igaz, meglehetősen csekély mértékben.

Úgy véljük, hogy az Európai Unió és Magyarország migrációs kapcsolatrendszerében közvetett módon bár, de sikerült kimutatni az Unióból Magyarországra vándorlás folyamatának létét és viszonyítási alapokat találva, meg tudjuk állapítani a mértékét. A Magyarország és nyugat közötti áramlás nem egyirányú, hiszen párhuzamosan, mennyiségét tekintve azonos nagyságrendű ellenáramlás is zajlik. Lényeges különbség, hogy amíg a vándorlások eredményeként a magyar munkavállalók és tartózkodók eltűnnek az Unióban munkát vállaló és tartózkodó harmadik országbeliek tengerében, addig Magyarországon legalább minden tizedik munkavállalási engedéllyel dolgozó, illetve egy évnél hosszabb ideig tartózkodó külföldi az Európai Unió állampolgára.

IRODALOM

- ANTALÓCZY K. – SASS M. (2000): Működőke-áramlások, befektetői motivációk és befektetésösztönzés a világgazdaságban és Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 47. évf. 5. sz. 473–496. old.
- VON BRESKA, E. – BRUSIS, M. – GIERING, C. – INOTAI, A. – WOHLFELD, M. (1998): *Costs, benefits and chances of Eastern enlargement for the European Union*. Bertelsmann Foundation Publishers, Gütersloh, 75 old.

- BREUSS, F. (1998): Az Európai Unió keleti bővítésének költségei és hozamai. *Statistikai Szemle*, 76. évf. 9. sz. 709–726. old.
- CAIRNS, W. (1999): *Bevezetés az Európai Unió jogrendszerébe*. CO-NEX Könyvkiadó Kft., Budapest, 372 old.
- Csapó T. (1999): Határmenti együttműködések a munkaerőpiac területén, különös tekintettel Vas és Zala megyére. In.: NÁRAI M.–RECHNITZER J. (szerk.): *Elválaszt és összeköt – A határ*. MTA Regionális Kutatások Központja, Pécs–Győr, 269–295. old.
- FÓTI K. (1999): *Munkaerőáramlás az Európai Unión belül – problémák, tendenciák, perspektívák*. Migráció tanulmánygyűjtemény II. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet, Budapest.
- GYULAVÁRI T. – KÖNCZEI GY. (2000): *Európai szociális jog*. Osiris Kiadó, Budapest, 394 old.
- HABLICSEK L. – TÓTH P. P. (2000): A nemzetközi vándorlás szerepe a magyarországi népesség számának megőrzésében. *Demográfia*, 43. évf. 1. sz. 11–46. old.
- HÁRS Á. (1999): A migráció, a munkaerőpiac és a szabályozás. In.: LAKY T. (szerk.) *A munkaerő migrációja és az Európai Unió*. Miniszterelnöki Hivatal Integrációs Stratégiai Munkacsoportja, Budapest, 21–38. old. (Európai Tükör. Műhelytanulmányok 61.)
- HORVÁTH L. (1999): A munkaerőpiac egységesítése és védelme az Európai Unióban. In.: LAKY T. (szerk.) *A munkaerő migrációja és az Európai Unió*. Miniszterelnöki Hivatal Integrációs Stratégiai Munkacsoportja, Budapest, 119–141. old. (Európai Tükör. Műhelytanulmányok 61.)
- HORVÁTH Z. (1999): *Kézikönyv az Európai Unióról*. Magyar Országgyűlés, Budapest, 323 old.
- HOVY, B. – ZLOTNIK, H. (1994): Europe without internal frontiers and international migration. Population. United Nations, New York. *Bulletin of the United Nations*, 36. sz. 19–42. old.
- JAKUBOVICH, N. (2000): A migráció az Európai Unióban és Magyarországon. *Belügyi Szemle*, 2000. 3. sz. 49–56. old.
- KUPISZEWSKI, M. (1996): Extra-Union migration: East-West perspective. In.: REES, P.–STILLWELL, J.–CONVEY, A.–KUPISZEWSKI, M. (szerk.) *Population migration in the European Union*. John Wiley and Sons, Chichester, 13–37. old.
- KUSSBACH, E. (1999): Innen és túl. (Az Európai Unió befogadókészségéről.) *Európai Szemle*, 77. évf. 1. sz. 20–26. old.
- LAKY T. (2000): A magyarországi munkaerőpiac jellemzői 1999-ben. In.: FAZEKAS K. (szerk.): *Munkaerő-piaci Tükör 2000*. Budapest, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, 13–34. old.
- LANGERNÉ RÉDEI, M. (1999): *A tőke, az árú és a munkaerő áramlása*. Migráció tanulmánygyűjtemény II. Népeségtudományi Kutató Intézet, Budapest.
- LÉVAI I. (1993): Nemzetközi migrációs modellek: főbb típusok és trendek. In.: TAMÁS P.–INOTAI A. (szerk.): *Új exodus. A nemzetközi munkaerőáramlás új irányai*. Budapest, MTA Társadalmi Konfliktusok Kutató Központja – MTA Világ gazdasági Kutató Intézet, 19–39. old.
- LUKÁCS É. (1999): Morzsák a személyek szabad mozgása témaköréből. *Esély*, Különszám, 91–102. old.
- MARTON T. (2000): Vállalkozási szerződés és más munkavállalási lehetőségek magyarok számára Németországban. *Munkügyi Szemle*, 44. évf. 5. sz. 15–17. old.
- MÜNZ, R. – SEIFERT, W. (1999): Az Európába irányuló bevándorlás és hatása a befogadó társadalmakra. *Regio*, 10. évf. 3–4. sz. 3–45. old.
- NAGY, K. (1994): Co-operation agreements and labour migration in Hungary. In.: *Migration and development. (New partnership for co-operation.)* OECD, Paris, 263–266. old.
- NEMES NAGY J. (1998): *A tér a társadalomkutatásban. Bevezetés a regionális tudományba*. Budapest, Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, 260 old.
- PORTES, A.—BÖRÖCZ J. (1989): Késérő kenyér: A munkaerő nemzetközi migrációjának szociológiai problémái. *Szociológia*, 18. évf. 1. szám 11–31. old.
- TODARO, M. (1976): *Internal migration in developing countries. A review of theory, evidence, methodology and research priorities*. Geneva, International Labour Office, 106 old.
- TÓTH J. (1999): A munkavállalók migrációjával, a külföldiek foglalkoztatásával összefüggő kérdésekről az EU csatlakozásra készülési szempontjából. In.: LAKY T. (szerk.) *A munkaerő migrációja és az Európai Unió*. Miniszterelnöki Hivatal Integrációs Stratégiai Munkacsoportja, Budapest, 39–62. old. (Európai Tükör. Műhelytanulmányok 61.)
- SIMONNÉ BERTA K. (2000): A bel- és igazságügyi együttműködés az európai integráció folyamatában. *Belügyi Szemle*, 3. sz. 42–48. old.
- STALKER, P. (2000): *Workers without frontiers. (The impact of globalisation on international migration.)* Lynne Rienner Publishers–ILO, 163 old.

SUMMARY

There are some fears concerning the impact of the accession of the Eastern European countries to the EU. According to some views a huge migration from east to west is expected. Nevertheless, the international migration is not a one-way process.

The main purpose of this paper is to show that mass migration is seldom unidirectional: stable flow of one direction produces its pair, the counterflow. This statement is demonstrated by the empirical analysis of the Hungarian example using data of the Hungarian Central Statistical Office and the National Research and Methodological Center of Labour.

The basic tendency of the second half of the 1990s is the continuous growth in the number of the citizens of the EU staying in Hungary. Parallely with this increase also the number of those having come from other countries has grown too. The share of the citizens of the Union working on basis of work permits is

about 10 per cent of the total number of foreign employees. The educational attainment of the citizens of the developed western countries is higher than the average of the employees having a labour permit and they prefer working in the third sector in Hungary. The share of all the migrants coming from the EU however, grew continuously among the foreign citizens and from the 10 per cent of 1995 it increased to 12,5 per cent in 1999. As to the volume of immigration, the role of neighbourhood and the geographic distance in western direction is rather small.

EGY POTENCIÁLIS „ELEFÁNT”: INDIA

IFJ. SIMON GYÖRGY

Noha Indiát nem sorolják az ázsiai „tigrisek” közé, óriási népessége és természeti erőforrásai megfelelő gazdaságpolitika esetén világgazdasági szerepének növekedését, gazdasági nagyhatalommá, „elefánttá” válását tehetik lehetővé. Az indiai gazdaság utóbbi évtizedekben végbement fejlődését az Egyesült Államok és Dél-Korea teljesítményével összehasonlítva megállapítható, hogy India megközelítette azt a szintet, amelyről egy „gazdasági csoda” startolhat. Az 1990-es évek gazdasági eredményei azt mutatják, hogy ennek feltételei már sok tekintetben megteremtődtek.

TÁRGYSZÓ: Dél-Ázsia. Gazdasági növekedés. Növekedési modellek.

India nem sorolható a gazdasági csodák országai közé, de hatalmas népessége és természeti adottságai megfelelő gazdaságpolitika esetén megteremthetik azokat a feltételeket, amelyek biztosítják világgazdasági szerepének növekedését, gazdasági nagyhatalommá, „elefánttá” válását. Az ország függetlenségét 1947-ben, csaknem két évszázados brit gyarmati uralom után szerezte meg. Az azóta eltelt évtizedekben azonban az elért haladás ellenére gazdasági téren eddig még nem tudott kimagasló eredményeket felmutatni. Ezzel kapcsolatban két alapvető kérdés merül fel: 1. milyen okokkal magyarázható az indiai gazdaság viszonylag lassú ütemű fejlődése? 2. milyen jelek mutatnak arra, hogy Indiában is gazdasági csoda következhet be?

GAZDASÁGPOLITIKAI KÉRDÉSEK

Az 1990-es évek elejéig India gazdaságfejlesztési stratégiájában a vezető szerepet az állam játszotta. A gazdaságpolitikában nem használták ki megfelelő módon a komparatív előnyöket. A mezőgazdasággal és a könnyűiparral szemben sokáig a nehézipar fejlesztésére helyezték a hangsúlyt, míg a külkereskedelemben az önellátás érdekében importhelyettesítő politikát folytattak. A hazai ipart magas vámokkal védték, amelyek főleg a fogyasztási cikkek behozatalára vonatkoztak. Az importengedélyek révén mennyiségi korlátozásokkal is akadályozták a fogyasztási cikkek behozatalát, a félkész termékek és a beruházási javak importját pedig csak akkor engedélyezték, ha azok nem jelentettek konkurenciát a hazai termelésnek. A behozatal egyharmadát monopoljogokat élvező vállalatok bonyolították. Az exportőrök kötelesek voltak jövedelmeiket hivatalos devizaárfolyamon a központi bank rendelkezésére bocsátani, amely azokat az engedélyezési rendszer révén

használta fel. A hazai értékpapírpiacon és az adósságok finanszírozását állami ellenőrzés alá vonták, néhány létfontosságú fogyasztási cikk (például az étkezési búza, a cukor, a növényi olaj és a műtrágya, az üzemanyag) esetében részleges vagy teljes árszabályozást vezettek be. Ez a szabályozási rendszer számos magas költségű, alacsony hatékonyságú ágazatot hozott létre, amelyek az exportpiacokon az egyre növekvő állami támogatások nélkül nem voltak versenyképesek (*India*; 1993, *Khusro*; 1994, *Mitra–Varoudakis–Véganzonès*; 1998, *Novák*; 1997, *Srinivasan*; 1990, *Srinivasan*; 1996).

Bizonyos eredményeket azonban ebben a helyzetben is sikerült elérni. A szegénységi szint alatt élők aránya, amely az 1950-es évek közepén az ország népességének több mint felét tette ki, az 1980-as évek végére egyharmadra, az 1990-es évek közepére pedig kevesebb mint egyötödre csökkent (*Srinivasan*; 1996. 211. old.), a szegénységi szintet természetesen nem amerikai vagy nyugat-európai mércével mérve. Egy sor terméket illetően, beleértve a gabonaféléket India önellátóvá vált, igaz a fogyasztás nagyon alacsony szintjén.

Ugyanakkor az indiai ipar nemzetközi versenyképességének gyengülése azt eredményezte, hogy az ország részesedése a világ feldolgozóipari exportjában az 1950-es 2,0 százalékról 1990-re 0,45 százalékra csökkent (*Mitra–Varoudakis–Véganzonès*; 1998. 12. old.). Az ázsiai „tigrisekhez” hasonlóan az indiai export leggyorsabban növekvő termékcsoportját a feldolgozott termékek képezték, azon belül is a fogyasztási cikkek és a félkész termékek, de szemben az említett országcsoporttal, az indiai export egésze nem volt kellő húzóerő a GDP-n belül. Az 1980-as években az exportszerkezet javulása viszonylag alacsony, a GDP 6–7 százalékát kitevő export mellett ment végbe, és ez csak az 1990-es évek elején emelkedett 10 százalék fölé (*Novák*; 1997. 10. old.).

1951-ben Indiában megkezdődött a gazdasági tervezés. Az első ötéves terv az 1951 és 1956 közötti évekre készült, s jelenleg a kilencediknél tartanak. A központi tervezés az importengedélyezési rendszer segítségével védte a hazai termelőket a külföldi versenytől, s korlátozta a luxuscikkek fogyasztását. A külkereskedelemben, ahol a magánszektor játszotta a főszerepet, az állami devizagazdálkodás bonyolult rendszere alakult ki, amely azt a célt szolgálta, hogy az exportőrök devizajövedelmeit csak olyan árucikkekre költse, melyeknek behozatala az ötéves tervek előírásainak megvalósítását segítette. Az import-helyettesítő gazdaságpolitika, a kötött devizagazdálkodás és a felértékelt nemzeti valuta az exportszektor jövedelmezőségének romlása révén annak gyengeségéhez vezetett. Az import viszont rendkívül jövedelmező tevékenységgé vált. Az exportot sújtó gazdaságpolitika hatását szubvenciókkal próbálták ellensúlyozni. A tervezők a beruházások túlnyomó részét a nagyiparba áramoltatták, és a mezőgazdaság által felhasznált termékek árait magasan tartották (*Mitra–Varoudakis–Véganzonès*; 1998, *Novák*; 1997, *Srinivasan*; 1990, *Srinivasan*; 1996).

A függetlenség kivívása után Indiában Dél-Koreával ellentétben nem hajtottak végre következetes földreformot. Az 1949-es alkotmány a földreformtörvények kidolgozását és végrehajtását a szövetségi államok hatáskörébe utalta. E törvények értelmében a feudális nagybirtokosok (zamindárok) annyi földet tarthattak meg, amennyit maguk (bérmunkásaik) meg tudtak művelni, a többi föld kártérítés fejében állami tulajdonba került. A magántulajdonú birtokok nagyságát tagállamonként eltérő mértékben maximalizálták. A földreform elsősorban a felső és a középkasztkokhoz tartozó bérlőknek kedvezett, akik megvehették bérleményüket, s így tulajdonossá válhattak. A foglalkoztatottság növelése és a mezőgazdaság technikai színvonalának emelése érdekében az állam jelentős eszközöket

fordított a szövetkezetek, a közösségi tervezetek és a nemzeti fejlesztési programok támogatására. Ezeket az eszközöket azonban többnyire csak a tőkés vállalkozókká vált volt zamindárok és a jómódú gazdák vehették igénybe (*Besley; 2000, India; 2000, Khusro; 1994, Mearns; 1999*).

Az indiai mezőgazdaságban ma is a parasztságnak alig fele földtulajdonos. Néhány nagy állami és magánültetvény kivételével a kisbirtok és a kisbérlet földtulajdonforma az uralkodó. A legutóbbi mezőgazdasági összeírás adatai szerint 1990–1991-ben a működő gazdaságok 59,4 százaléka egy hektárnál kisebb területű törpebirtok, 18,8 százaléka 1 és 2 hektár közötti kisbirtok, 13,1 százaléka 2 és 4 hektár közötti kisközépbirtok, 7,1 százaléka 4 és 10 hektár közötti középbirtok, 1,6 százaléka pedig a 10 hektárnál nagyobb nagybirtok. A megművelt földterületben a törpebirtokok aránya 15,1, a kisbirtokoké 17,4, a kisközépbirtokoké 23,2, a középbirtokoké 27,0, a nagybirtokoké 17,3 százalék. Az átlagos gazdaságnagyság az 1990-es évek elején 1,57 hektár volt. A törpebirtokok 0,39, a kisbirtokok 1,43, a kisközépbirtokok 2,76, a középbirtokok 5,90, a nagybirtokok 17,33 hektárnyi átlagterülettel rendelkeztek (<http://www.nic.in/agricoop/statistics/hold1.htm>).

Az élelmiszer-ellátás egyensúlyát részben az amerikai gabonasegélyekre alapozták, de az 1960-as években megkezdődött az ún. zöld forradalom, melynek célja a termelés növelése volt (főleg a rizs esetében) új technológiák, illetve az időjárási kockázat csökkentése érdekében új fajták meghonosítása révén. Az importhelyettesítő gazdaságstratégia a mezőgazdasági export szigorú és rendszeres korlátozása miatt nem járt a mezőgazdasági reáljövedelmek számottevő emelkedésével. A gyakorlatilag csak a hazai piacra történő mezőgazdasági termelés ugyanakkor egy lépéssel a népességnövekedés előtt tudott járni (*India; 1993, Novák; 1997*).

A függetlenség kivívása utáni első négy évtizedben a stratégiailag fontos iparágak (kohászat, bányászat, energetika, vegyipar, hadiipar stb.) az állami szektorhoz tartoztak, s a gazdasági növekedés mozgatórugójának a nehézipari beruházásokat tekintették. Az állam sok ágazatban – például a szerszámgépgyártásban és a vaskohászatban – aktív vállalkozói szerepet játszott. A magánszektor megfelelő irányítása céljából az 1951-es iparfejlesztési és szabályozási törvény értelmében bevezették az ipari engedélyek bonyolult rendszerét, melynek segítségével részletekbe menően szabályozták a különféle ipari tevékenységeket, a technológiai módszerek átvételét és a félkész termékek behozatalát, valamint a munkaerőpiacot. Ez az 1960-as és az 1970-es években kiépült rendszer meghatározta a vállalatok földrajzi elhelyezkedését, termék- és tőkestruktúráját is. Ily módon az indiai iparban olyan nagyvállalati szerkezet alakult ki, amelyet magas költségek, sok esetben alacsony technológiai színvonal és termékminőség jellemezett.

A trösztellenes politika, melynek jogi alapja az 1969-es kartelltörvény volt, az 1970-es évektől a kis- és középvállalkozásoknak kedvezett. A nehézipar nagyfokú koncentrációja miatt területi szinten nem tudta megfelelő módon decentralizálni tevékenységét, tőkeigényessége pedig kevés lehetőséget kínált a foglalkoztatottság növelésére. Ebben a helyzetben a munkaigényes cikkek előállító kis- és középvállalkozások erősítése a területileg kiegyensúlyozottabb iparstruktúra megteremtése és az ipari foglalkoztatottság gyorsabb növekedése érdekében vált szükségessé. Ez a politika kezdetben a legelmaradottabb régiók infrastruktúrájának rendszeres fejlesztésére irányult. A kis- és középvállalkozások támogatásában az engedélyezési rendszer keretében hozott protekcionista intézkedéseknek és az anyagi ösztönzőknek jutott növekvő szerep. Egyes ágazatokban csak

kis- és középvállalkozások működését engedélyezték, ezek kedvezményes kölcsönöket, beruházási és szállítási támogatást kaptak. Ez a politika azonban nem segítette az ország területének nem kevesebb mint 70 százalékát kitevő elmaradott régiók fokozott iparosodását. A támogatásoknak több mint fele a gyengén fejlett régiók csupán 5 százalékának jutott. Ezért az 1980-as évek végétől a termelő infrastruktúra beruházásai kerültek előtérbe (*Bagchi*; 1987. 126–129. old., *India*; 1993. 149–150. old., *Mitra–Varoudakis–Véganzonés*; 1998. 15–16. old.).

Noha az indiai kormány a gazdasági és technológiai önellátást tűzte ki célul, az állami szabályozás korlátozta a nagyvállalatok s köztük a leghatékonyabb cégek terjeszkedését. Ezek általában nem tudtak hozzájutni a csúcstechnológiákhoz, mert az 1990-es évek elejéig a licencmegállapodások számát és a fizetési feltételeket az állam határozta meg, amely szigorúan korlátozta a beruházási javak importját. A külföldi tőke iránti bizalmatlanság a működőtőke-befektetések korlátozásához vezetett. A fejlett technológiák elterjedését és hatékony alkalmazását az anyagi ösztönzők kialakult rendszere is kedvezőtlenül befolyásolta. Az 1960-as évek közepétől India addig viszonylag liberális politikája a technológiaiimport terén szelektívebbé és diszkriminatívabbá vált. Ez a politika azonban, amely a nagyvállalatokat és különösen az állami szektort részesítette előnyben, az indiai ipar technológiai lemaradásához vezetett a fejlett nyugati országokkal szemben. Indiában ugyanis általában a már működő fejlett technológiákat vették át, esetenként módosítva azokat, s így a technológiaiimport gyakran akadályozta a hazai innovációs tevékenység fejlődését.

A technológiai függés csökkentése érdekében 1970-ben olyan szabadalmi törvényt léptettek életbe, amely lerövidítette a szabadalmak védeltségének időtartamát, és előnyben részesítette az eljárás szabadalmakat. Ez a törvény azonban az ágazatok többségében az innovációs tevékenység csökkenéséhez vezetett. Ugyanakkor sok állami vállalatot a gépgyártás, a kohászat, a szénbányászat, az olajipar, a vegyipar, az elektronika, az elektrotechnika, az energiagazdálkodás és a textilipar területén kiterjedt kutató–fejlesztő tevékenység folytatására köteleztek. Ezeket a vállalatokat megvédték a piaci hatásoktól, és arra ösztönözték, hogy jelentős költségekkel és nagyszámú személyzettel átvegyék és végeredményben helyettesítsék a vezető csúcstechnológiákat. Ily módon az iparban a szakosított állami kutató–fejlesztő laboratóriumok kiterjedt hálózata jött létre, amely azonban a menedzsment bürokratikus jellege miatt a nemzetgazdaságra csak mérsékelt hatást gyakorolt. Ezenkívül a gazdasági környezet nem követelte meg a technológiai teljesítmény növelését, s így a magánszektor kevés figyelmet fordított a kutató–fejlesztő tevékenységre, melynek csaknem 90 százalékát az állami szektor folytatta (*Bagchi*; 1987. 142. old., *Bon Ho Koo–Perkins*; 1995. 115–116. old., *Deolalikar–Evenson*; 1990. 237., 247., 248., 251. old.).

Az indiai gazdaságban az első reformkísérletre 1966 és 1968 között került sor, amikor *Indira Gandhi* kormánya a Világbank és az IMF pénzügyi támogatására számítva leértékelte a rúpiát, eltörölte az exporttámogatásokat és csökkentette az importvámokat. Az ígért hiteleket és segélyeket azonban nem kapták meg. Ezért az ezt követő időszakban visszaállították és jelentősen növelték az importprémiumokat és az exporttámogatásokat, tovább szigorították az engedélyezési rendszert. 1969-ben államosították a legfontosabb bankokat és biztosítótársaságokat. Az 1973-as devizatörvény alapján egy külföldi cégnek egy vállalatban nem lehetett 40 százaléknál magasabb részesedése, kivéve ha a vegyes

vállalat (joint venture) fejlett technológiát hozott be, vagy exporttevékenységet kívánt folytatni. A vegyes vállalatoknak azonban tilos volt a tevékenységükhöz szükséges tőkét Indiában megszerezni, más indiai vállalatokban részesedést szerezni vagy bármilyen értékpapírhoz, ingatlanhoz hozzájutni, helyi szakembereket és vállalati vezetőket csak a központi bank engedélyével alkalmazhattak. A megszorító politikát az 1970-es évek közepéig tartották fenn, amikor az ország devizatartalékai részben az olajtermelő országokban dolgozó indiai vendégmunkások átutalásai révén jelentősen megnöttek. Ezenkívül a zöld forradalom hatására szükségtelemmé vált a gabonaimport. Ennek eredményeként 1975 és 1985 között enyhítették a behozatali korlátozásokat, és növelték a nem konkurens alapvető cikkek importjára rendelkezésre álló devizát. 1982-től a külföldön élő indiaiak befektetései külön adó- és kamatkedvezményeket kaptak (Novák; 1997, Srinivasan; 1990, Srinivasan; 1996).

Az 1980-as évek viszonylag jó teljesítményének időszaka után az indiai gazdaság 1990–1991-ben likviditási válságba került, amiben többek között jelentős szerepe volt az ország legfontosabb kereskedelmi partnere, a Szovjetunió összeomlásának. Az Öbölháború következtében nagymértékben emelkedett az olaj világpiaci ára, s átmenetileg megszűntek a térségben dolgozó indiai vendégmunkások devizaátutalásai. A fizetési mérleg és a költségvetés növekvő hiánya, az indiai gazdaság nemzetközi hitelképességének romlása nemcsak a külföldi kölcsönökhöz jutást nehezítette meg, hanem a külföldön élő indiaiak bankbetéteinek kivonását is maga után vonta.

A válság leküzdése érdekében *Narasimha Rao* kormánya 1991 júliusában az IMF és a Világbank támogatásával stabilizációs és kiigazítási programot dolgozott ki, melynek keretében a gazdasági növekedés felgyorsítása érdekében a következő intézkedéseket irányozta elő:

1. a vámrendszer liberalizálása;
2. a devizaárfolyamok olyan szabályozása, amely nem akadályozza a külkereskedelmet;
3. a piaci verseny korlátlan érvényesülésének biztosítása a pénzügyi szektorban;
4. hatékony és dinamikus ipari rendszer megteremtése, amelyben az állami beavatkozás a környezetvédelmi, a stratégiai és a biztonsági kérdésekre, valamint a trösztellenes szabályozásra korlátozódik;
5. az állami szektorban a stratégiai fontosságú ágazatok és az infrastruktúra fejlesztése, a természeti erőforrások hatékony felhasználásának elősegítése.

A reformprogram végrehajtása során a rúpiát 1991-ben a költségvetési hiány csökkentése és egy IMF áthidaló kölcsön felvétele révén stabilizálták. Ezzel egyidejűleg az importengedélyezési rendszert 15 ágazatra szűkítették, továbbá számos ágazatot (hírközlés, energia, közlekedés stb.) megnyitottak a hazai és a külföldi magánbefektetések előtt. 1992-ben bevezették a rúpia részleges konvertibilitását, s fokozatos vám- és kvótacsökkentési program vette kezdetét. A tőkepiac működésének szabályozására és modernizálására 1992 februárjában külön felügyeletet hoztak létre Securities and Exchange Board of India néven. 1993-ban India a pénzügyi szektorban nyitott a biztosítás területén, a nemzeti elbánást a külföldi cégekre is kiterjesztették, s a rúpia a folyó mérleg vonatkozásában teljes mértékben konvertibilissé vált, továbbá új magánbankok alapítását külföldi részesedéssel is engedélyezték. 1994-ben megnyitották a külföldi befektetések számára a bányászatot, 1995-ben pedig megteremtették a kábeltévé-hálózatok létesítésének lehetőségét.

Az új iparpolitika jelentősen korlátozta az ipari engedélyek rendszerét, s a nagyvállalatok esetében feloldotta a trösztellenes törvény beruházási korlátozásait. Az állami

szektorban, környezetvédelmi, nemzetbiztonsági vagy szociális megfontolásokból a korábbi 17-ből csupán 6 kiválasztott, ágazat maradt. Az indiai kormány külön programot dolgozott ki az állami vállalatok privatizálására, 35 ágazatban a külföldi működőtőke-befektetések felső határát a vállalati részvények 51 százalékában állapította meg, s a magánbefektetőket az infrastruktúra fejlesztésére ösztönözte. Az energetikai, az infrastrukturális és az exportorientált tervezetek, valamint a technológiamódszerek átvétele esetén 100 százalékos külföldi beruházásokat is engedélyeztek, s a kiemelt ágazatokban ugyanezt lehetővé tették a külföldön élő indiaiak számára is (*India*; 1993, *India*; 2000, *Kumar*; 2000).

1991 és 1995 között az engedélyezett külföldi beruházások egyharmada az infrastruktúrába (energiatermelés, szállítás és szállodaipar), 27 százaléka a feldolgozóiparba (élelmiszeripar, elektronika, vegyipar, gépgyártás), 13 százaléka a bányászatba és a kohászatba került (*Novák*; 1997. 8–9. old.). A legnagyobb befektetők az Egyesült Államok (30,0%), Nagy-Britannia (9,7%) és Japán (3,9%) voltak (*Foreign*; 1998. 93. old.). Az indiai gazdaságba 1991–1995-ben összesen 4,5 milliárd, 1996–1998-ban pedig további 8,8 milliárd dollár külföldi működőtőkét fektettek be (*India*; 2000. 173. old.). Ez a hatalmas piac azért nem gyakorol nagyobb vonzerőt, mert az ország intézményrendszere még mindig meglehetősen gyenge és bürokratikus, infrastruktúrája pedig nem eléggé fejlett. Az infrastruktúra fejlesztésére fordított beruházások aránya az 1991-es 5,4 százalékról 1997-ben a GDP 4,6 százalékára csökkent (*India*; 2000. 59. old.). Megjegyzendő azonban, hogy a korábbi önellátó gazdaságpolitika évtizedeiben a szovjet orientáció és a világgazdaságtól való relatív elszigeteltség miatt a külföldi tőke az indiai gazdaságban még ennél is szerényebb szerepet játszott. A privatizáció beindulása a külföldi befektetők előtt új lehetőségeket nyitott meg.

A strukturális reformok 1991. évi bevezetése óta India egyre inkább a világgazdaság szerves részévé válik. A hazai ipar szabályozásának, a külföldi befektetésekre vonatkozó jogszabályok liberalizálása, a vám- és nem vámjellegű importakadályok csökkentése révén olyan nyitott gazdaságfejlesztési stratégia megvalósítása vette kezdetét, amelyben elsődleges szerepe van az exportképesség erősítésének. Ezt a stratégiát jelenleg *Atal Bihari Vajpayee* kormánya is folytatja annak ellenére, hogy a pokhrani atomrobbantást követően a vezető ipari országok 1998 májusában gazdasági szankciókat vezettek be a nukleáris hatalommá vált India ellen. A reformok eredményeként az importkorlátozások által érintett termékek részesedése az ipar hozzáadott értékében az 1991 előtti 90 százalékról 1995-ben 51 százalékra, az ipar átlagos nominálvámtarifája pedig az 1990-es 129 százalékról 1995-ben 55 százalékra csökkent (*Mitra–Varoudakis–Véganzonés*; 1998. 16. old.). A kulcsfontosságú mezőgazdasági szektorban azonban egyelőre nem csökkent az állami szabályozás szerepe, a vám- és nem vámjellegű korlátozások tekintetében India továbbra is a világ egyik legvédettebb belső piacával rendelkezik.

A GAZDASÁG FEJLŐDÉSE

Az indiai gazdaság fejlődését a világ vezető gazdasági hatalmával, az Egyesült Államokkal és a dinamikusan fejlődő ázsiai gazdaságokat reprezentáló Dél-Koreával összehasonlítva vizsgáljuk. Ezt az összehasonlítást, amely a konvergencia meglétének vagy hiányának kimutatását szolgálja, azért tartjuk célszerűnek, mert lehetővé teszi annak bemu-

tatását, hogy meddig jutott el a rendkívül alacsony fejlettségi szintről indult India a világszínvonal, valamint a legjelentősebb „kistigris” megközelítésében.

A függetlenség kivívása után Indiában a gazdasági növekedés nem volt olyan gyors, mint az ázsiai „tigrisek” esetében. Az 1. tábla adataiból megállapítható, hogy 1966 és 1995 között a bruttó hazai termék (GDP) átlagos növekedési üteme Indiában 1,7-szerese volt az Egyesült Államokénak, de csak alig több mint a fele Dél-Korea teljesítményének. A feldolgozóipar hozzáadott értékét illetően Dél-Koreához képest még nagyobb volt a lemaradás (kevesebb mint kétötödét érte el), az amerikai növekedési ütemet azonban jelentősen (mintegy 1,8-szeresen) sikerült meghaladni. A tízéves időszakokat tekintve Indiában a növekedési ütem gyorsuló tendenciájú. Az utolsó vizsgált évtizedben, az 1986 és 1995 közötti években India már közel kétharmadát érte el a dél-koreai növekedési ütemnek, s közel két és félszeresét az amerikaiaknak.

1. tábla

A GDP és a feldolgozóipar hozzáadott érték volumenének változási üteme
(évi átlag, százalék)

Időszak	A bruttó hazai termék változása			A feldolgozóipari hozzáadott érték változása		
	Indiában	az Egyesült Államokban	Dél-Koreában	Indiában	az Egyesült Államokban	Dél-Koreában
1966–1995	4,54	2,63	8,74	5,35	2,99	13,86
1966–1970	3,70	3,06	11,13	2,66	3,44	21,28
1971–1975	2,64	2,30	9,05	3,37	1,77	18,12
1976–1980	3,92	3,23	7,45	4,61	4,32	13,68
1981–1985	5,79	2,53	7,37	6,72	2,29	8,87
1986–1990	5,99	2,75	10,03	8,51	2,80	13,20
1991–1995	5,23	1,89	7,48	6,34	3,32	8,53
1966–1975	3,17	2,68	10,08	3,02	2,61	19,69
1976–1985	4,85	2,88	7,41	5,66	3,30	11,25
1986–1995	5,61	2,32	8,74	7,42	3,06	10,84

Forrás: The Penn World Table 5.6, 1994. Internet file: //C:\pwt56_doc.html; National Accounts Statistics. UN. New York különböző kötetei; International Financial Statistics Yearbook IMF. Washington, D.C. 1990., 1993. és 1999. évi kötetei; International Financial Statistics. 2000. április.

Dél-Koreához hasonlóan az indiai gazdaság fejlődése nagyobb részt a termelékenység emelkedésének a következménye. (Lásd a 2. táblát.) A tízéves időszakokat vizsgálva India esetében itt is megfigyelhető a gyorsulási tendencia. A vizsgált időszak egészét tekintve e tényező biztosította nemzetgazdasági szinten a növekedésnek több mint felét, a feldolgozóiparban pedig háromnegyedét. Ugyanakkor jelentősen nőtt a foglalkoztatottak száma is. A létszámnövekedés azonban mind a nemzetgazdaság, mind pedig a feldolgozóipar szintjén csupán az 1966–1975. években volt meghatározó.

Az erősen agrárjellegű indiai gazdaságban 1965 és 1995 között a mezőgazdasági foglalkoztatottak aránya 74-ről 67 százalékra csökkent, a feldolgozóiparé azonban 2 százalékos szinten maradt. Ugyanakkor csökkent a mezőgazdaság részesedése a GDP-ben is – 1985. évi árakon számítva 36-ról 23 százalékra –, a feldolgozóiparé pedig 15-ről 19 százalékra nőtt. A mezőgazdaságnak hagyományosan fontos szerepe van az élelmiszer- és a

textilipar fejlődésében, melyeknek fontos nyersanyagokat biztosít (például olajos magvak, cukornád, gyapot és juta). A zöld forradalom jelentősen hozzájárult a mezőgazdasági termelés növekedéséhez, melynek évi átlagos üteme 1966 és 1995 között 3,0 százalékot ért el, szemben az össznépeség 2,1 százalékos gyarapodásával.

2. tábla

*A termelékenység és a létszám változási üteme
(évi átlag, százalék)*

Időszak	India		Az Egyesült Államok		Dél-Korea		India		Az Egyesült Államok		Dél-Korea	
	nemzetgazdaságában						feldolgozóiparában					
	a	b	a	b	a	b	a	b	a	b	a	b
1966–1995	2,47	2,02	0,85	1,77	6,46	2,14	3,88	1,41	2,72	0,26	7,27	6,14
1966–1970	2,08	1,59	0,99	2,05	8,99	1,96	1,53	1,12	1,95	1,46	10,32	9,93
1971–1975	0,83	1,80	1,33	1,88	5,86	3,01	1,12	2,23	2,71	-0,92	6,00	11,43
1976–1980	2,05	1,83	0,26	2,26	5,09	2,25	1,83	2,74	1,84	2,44	7,23	6,02
1981–1985	3,47	2,24	0,97	1,76	5,30	1,97	5,63	1,04	3,30	-0,98	5,21	3,48
1986–1990	3,56	2,35	0,81	1,92	6,66	1,26	8,02	0,46	2,34	0,45	5,81	6,98
1991–1995	2,84	2,33	0,72	1,16	4,95	2,41	5,38	0,91	4,17	-0,82	9,15	-0,57
1966–1975	1,45	1,70	1,16	1,50	7,41	2,48	1,32	1,67	2,33	0,27	8,15	10,67
1976–1985	2,76	2,03	0,61	2,26	5,19	2,11	3,71	1,88	2,57	0,71	6,22	4,74
1986–1995	3,20	2,34	0,77	1,54	6,79	1,83	6,69	0,69	3,25	-0,18	7,47	3,14

a – az egy foglalkoztatottra jutó GDP és az egy foglalkoztatottra jutó feldolgozóipari hozzáadott érték volumenének átlagos évi változása (százalék);

b – a foglalkoztatottak számának évi átlagos változása (százalék).

Forrás: Lásd az 1. táblánál, továbbá (*Easterly–Hairong Yu*, 2000, *The World*;1999), Yearbook of Labour Statistics. ILO. Geneva és FAO Production Yearbook Rome különböző kötetei.

A feldolgozóipari foglalkoztatottak arányát tekintve India 1965-ben az amerikai színvonal egytizenkettedét, a dél-koreai egynegyedét, 1995-ben viszont az előbbinek már egykilencedét, az utóbbinak azonban csak egytizenharmadát érte el. A feldolgozóipar részesedése a GDP-ből 1965-ben az amerikai szintnek háromnegyede, a dél-koreainak másfélszerese volt, 1995-ben viszont hétnyolcada (Egyesült Államok), illetve fele (Dél-Korea).

A feldolgozóiparnak fontos szerepe volt India külkereskedelmében. 1970 és 1995 között az exportban való részesedése 60-ról 72 százalékra, ugyanakkor az Egyesült Államokban 83-ról 92 százalékra, míg Dél-Koreában 84-ről 99 százalékra emelkedett.¹

A növekedési és a termelékenységi ütemkülönbségek hatására India valamivel közelebb került az Egyesült Államok színvonalához, viszont nagymértékben távolodott Dél-Koreától. (Lásd a 3. táblát.)

Az egy főre jutó GDP Indiában 1965-ben az amerikai szintnek mindössze 6,3 százalékát érte el, s az 1990-es évek közepére is csak 8 százalékát közelítette meg. A Dél-Koreához viszonyított jóval magasabb arány viszont rendkívül nagy mértékben: 70,7 százalékról 16,8 százalékra csökkent. Az egy foglalkoztatottra jutó GDP vonatkozásában

¹ International Trade Statistics Yearbook 1976 és 1996. UN. New York. 1977 és 1997.

India az Egyesült Államokhoz viszonyítva 6,4 százalékról 9,2 százalékra javította, míg Dél-Koreához képest 58,7 százalékról 18,6 százalékra rontotta teljesítményét.

3. tábla

Az egy lakosra és az egy foglalkoztatottra jutó GDP Indiában
(1985. évi dollárban, vásárlóerő-paritáson)

Év	Egy lakosra számítva Indiában			Egy foglalkoztatottra számítva Indiában		
	dollár*	az Egyesült Államok	Dél-Korea	dollár*	az Egyesült Államok	Dél-Korea
		százalékában			százalékában	
1965	751	6,3	70,7	1792	6,4	58,7
1970	802	6,0	47,7	1986	6,5	42,3
1975	815	5,9	35,1	2070	6,9	33,1
1980	882	5,7	28,5	2291	7,2	28,6
1985	1050	6,3	24,9	2717	8,1	26,2
1990	1264	6,9	19,1	3236	8,8	20,6
1995	1513	7,9	16,8	3722	9,2	18,6

* 1 dollár = 3,26 rúpia.

Forrás: lásd az 1. és a 2. táblánál.

Az egy foglalkoztatottra jutó GDP növekedése Indiában nem nagyon befolyásolta a bérek alakulását, amit a feldolgozóipar példáján a fogyasztói árindexszel korrigált havi bérek figyelembevételével vizsgálunk.

4. tábla

Reálbérek az indiai feldolgozóiparban
(1985. évi dollárban, vásárlóerő-paritáson)

Év	Dollár*	Az 1965. évi százalékában	Évi átlagos változás az előző öt évben (százalék)
1965	189,1	100,0	–
1970	193,9	102,5	0,5
1975	128,0	67,7	-8,0
1980	234,5	124,0	12,9
1985	190,8	100,9	-4,0
1990	170,0	89,9	-2,3
1995	126,8	67,1	-5,7

* 1 dollár = 3,88 rúpia.

Forrás: National Accounts Statistics. UN. New York és Yearbook of Labour Statistics. ILO. Geneva különböző kötetek; International Financial Statistics Yearbook. IMF. Washington, D.C. 1990., 1993., 1999.; The Penn World Table 5.6, 1994. Internet file: //C:\pwt56_doc.html.

A 4. tábla adatai alapján kiszámítható, hogy a feldolgozóipari reálbérek évi átlagos változási üteme 1966 és 1995 között -1,3 százalék volt, vagyis nagymértékben elmaradt az egy foglalkoztatottra jutó GDP, illetve hozzáadott érték növekedési ütemétől mind nemzetgazdasági (2,5%), mind pedig feldolgozóipari (3,9%) szinten. (Lásd a 2. táblát.)

A reálbérek csak az 1970-es évek második felében emelkedtek jelentősen, és legjobban az első olajválság időszakában (1973–1975-ben) csökkentek.

5. tábla

*A relatív bérszínvonal alakulása India feldolgozóiparában**
(1985. évi dollárban, vásárlóerő-paritáson)

Év	Az Egyesült Államok	Dél-Korea
	százalékában	
1965	11,8 (6,4)	167,3 (58,7)
1970	12,1 (6,5)	99,4 (42,3)
1975	7,7 (6,9)	49,8 (33,1)
1980	14,3 (7,2)	52,8 (28,6)
1985	11,4 (8,1)	33,0 (26,2)
1990	11,0 (8,8)	17,5 (20,6)
1995	8,0 (9,2)	9,2 (18,6)

* Havi bérek dollárban. Zárójelben az egy foglalkoztatottra jutó GDP. (Lásd a 3. táblát.)
Forrás: lásd a 4. táblánál.

Mint az 5. tábla adatai mutatják, a relatív bérszínvonal többnyire szintén kedvezőtlenül alakult. Különösen nagy a változás Dél-Koreához képest. Ugyanakkor az indiai ipar versenyképességét növelte, hogy az 1990-es években a relatív bérszínvonal alacsonyabbá vált, mint a relatív termelékenység. A következő, 6. táblából látható, hogy India a külkereskedelem nemzetgazdasági súlyának vonatkozásában megközelítette az amerikai szintet, de lényegesen elmaradt Dél-Koreától. Az indiai gazdaság külkereskedelmi nyitottsága 1960 és 1970 között fokozatosan csökkent, majd az 1970-es évek elejétől az 1990-es évek közepéig India egyre nyitottabbá vált. Hasonló folyamat ment végbe az export GDP-hez viszonyított arányát illetően is, de Dél-Koreától eltérően az exportorientáltság mindmáig nem vált az indiai gazdaság jellemző vonásává.

6. tábla

A külkereskedelmi forgalom GDP-hez viszonyított aránya*

Év	Indiában**	Az Egyesült Államokban	Dél-Koreában
	százalék		
1960	9,83 (3,86)	9,41	15,90
1965	7,88 (3,00)	9,49	24,65
1970	6,76 (3,27)	11,35	37,92
1975	10,57 (5,13)	16,36	64,39
1980	12,91 (4,82)	21,10	75,48
1985	11,58 (4,46)	18,01	67,86
1990	13,64 (5,98)	20,64	62,48
1995	20,05 (9,05)	23,70	61,88

* Az export és az import összege (folyó áron).

** Zárójelben az export aránya.

Forrás: The Penn World Table 5.6, 1994. Internet file: //C:\pwt56_doc.html; New Cronos Eurostat-adatbázis; National Accounts Statistics. UN. New York különböző kötetei; International Financial Statistics Yearbook. IMF. Washington, D.C. 1990., 1993., 1999.; International Financial Statistics. 2000. április.

7. tábla

A beruházási hányadok és a beruházások külső forrásai Indiában
(1985. évi dollár alapján)

Időszak	Indiában*	Az Egyesült Államokban	Dél-Koreában**	Indiában		
				a felhasználás és a termelés különbözete (milliárd dollár)	a különbözet	
					a GDP százalékában	a beruházások százalékában
	százalék					
1951–1955	.	.	.	2,87	0,2	2,5
1956–1960	} 11,3	} 17,4	} 6,2	12,37	0,8	7,3
1961–1965				14,24	0,8	6,8
1966–1970	13,6	18,1	14,4	11,46	0,6	4,4
1971–1975	14,1	17,7	15,4	7,29	0,3	2,2
1976–1980	14,7	17,7	22,7	6,07	0,2	1,5
1981–1985	14,3	17,4	23,1	22,37	0,6	4,4
1986–1990	14,6	17,3	27,1	33,49	0,7	4,8
1991–1995	15,0	16,4	31,9	104,09	1,6	11,5
1966–1975	13,9	17,9	15,0	.	.	.
1976–1985	14,5	17,5	22,9	.	.	.
1986–1995	14,8	16,9	30,0	.	.	.

* A beruházásoknál 1 dollár = 6,5 rúpia, a GDP-nél 1 dollár = 3,26 rúpia.

** 1 dollár = 466 von.

Forrás: lásd a 6. táblánál, továbbá International Financial Statistics. 2000. április. és The Penn World Table 5.6, 1994. Internet file: //C:\pwt56_doc.html; New Cronos Eurostat-adatbázis; International Financial Statistics Yearbook 1980., 1990., 1993., 1999.; International Financial Statistics. 2000. április.

A beruházási hányad a vizsgált évtizedekben fokozatosan emelkedett, megközelítve az Egyesült Államok szintjét. (Lásd a 7. táblát.) Kezdetben Dél-Koreát is meghaladta, az 1960-as évek közepétől azonban az indiai gazdaság e tekintetben egyre inkább elmaradt dinamikusan fejlődő kelet-ázsiai versenytársától. Ez részben azzal függött össze, hogy Dél-Koreával ellentétben a külső források – az 1990-es évek első felét leszámítva – nem játszottak jelentős szerepet az indiai gazdaság fejlődésében. Erre utalnak azok az adatok, melyek alapján megállapítható, hogy a termelés és a felhasználás közötti eltérések változó nagyságuk ellenére 1991 előtt a beruházásokban 5 százalék körül mozogtak, a GDP-n belül arányuk pedig az 1 százalékot sem érte el.

India túlnyomórészt hosszú lejáratú amerikai, japán, német és brit hitelekkel és kölcsönökből álló külföldi adósságai 1980 és 1998 között 20,6 milliárdról 98,2 milliárd dollárra emelkedtek. A teljes külső adósságállomány a nemzeti össztermék (GNP) 11,9 százalékáról 23,0 százalékára, míg az áru- és szolgáltatásexporthoz viszonyítva 136,0 százalékról 206,9 százalékra nőtt. A teljes adósságszolgálat 1998-ban az exportnak 21,1 százalékát tette ki, szemben az 1980-as 9,3 százalékkal.²

Mindennek ellenére az ázsiai válság az indiai gazdaságot nem érintette oly mértékben, mint Dél-Koreát vagy Thaiföldet. A GDP növekedési üteme 1996-ban 7,2, 1997-ben 1,3, 1998-ban 6,8 százalék volt. (India bruttó hazai termékének 1980 és 1998 közötti évi átlagos 5,6 százalékos növekedési üteme – 1985. évi árakon, az International Financial

² Global Development Finance. Country tables. The World Bank. Washington, D.C. 1999; India at a glance. The World Bank. 3/28/00. Internet file: www.worldbank.org.

Statistics Yearbook. IMF. Washington, D.C. 1993., 1999 és International Financial Statistics. 2000. április adatai szerint – a legmagasabb a 20 millió feletti népességű Kelet- és Délkelet-Ázsián kívüli fejlődő országok csoportjában.) Az ázsiai „tigrisek” tapasztalatai azt sugallják, hogy a szegénység további csökkentéséhez az indiai gazdaságnak tartósan magas ütemű, munkahelyteremtő és exportorientált növekedésre, a szociális szolgáltatások javítására van szüksége. Indiában tovább növekedtek az 1991-ben megkezdett reformok sikere szempontjából is fontos külföldi tőkebefektetések.

A NÖVEKEDÉS TÉNYEZŐI

A „kistigrisek” felemelkedését vizsgálva *Krugman* (1994) és *Young* (1995) felvetették az olyan gyors ütemű gazdasági növekedés fenntarthatóságának kérdését, amelyet inkább a felhalmozás, semmint a tényezők együttes hatékonysága serkent. Ez a növekedésmérettel foglalkozó közgazdászok körében új lendületet adott egy régebbi keletű vitának. Ennek középpontjában az a kérdés áll, hogy elősegíti-e a reformpolitika és a külkereskedelem liberalizálása a gazdasági növekedést és a termelékenység emelkedését. A kelet-ázsiai országokban az állami beavatkozás a legnagyobb sikereket az exportorientált feldolgozóipari ágazatok és általában az iparosítás terén hozta. Mint láttuk, Indiában a feldolgozóipar még nem vált a nemzetgazdaság döntő tényezőjévé, s alapvetően ezzel függ össze az ország viszonylag nagy mértékű gazdasági elmaradottsága (*Crafts*; 1999). Ugyanakkor a termelékenység tekintetében az indiai feldolgozóipar olyan eredményeket ért el, amelyek összehasonlíthatók a „kistigrisek” teljesítményével.

A szakirodalomban számos munka foglalkozott azzal a kérdéssel, hogy a növekedési tényezők milyen szerepet játszottak India gazdaságfejlődésében. Így *Hulten* és *Srinivasan* (1999) a tényezők együttes hatékonyságának növekedési ütemét az indiai feldolgozóiparban az 1973–1992-es időszakra vonatkozólag becsülték, és megállapításaikat Youngnak a kelet-ázsiai „kistigrisekre” kapott eredményeivel hasonlították össze, majd *Krugman* hipotézisének fényében értelmezték. Eszerint az ázsiai „csoda” nem tartható fenn hosszú távon, mivel azt csökkenő határhözadéku felhalmozás táplálta. A kérdést szerintük úgy kellene feltenni, hogy nem a tőke, hanem a tényezők együttes hatékonyságának növekedési üteme tartható-e fenn.

Mitra, *Varoudakis* és *Véganzonès* (1998) az 1976–1992-es időszakot vizsgálva termelési függvények segítségével becsülték a tényezők együttes hatékonyságát az indiai feldolgozóiparban 15 szövetségi állam és 17 ágazat szintjén. Feltételezték, hogy azonos termelői ráfordítások esetén az ágazatok kibocsátása földrajzi elhelyezkedésüktől függően különbözik egymástól. Így mindegyik ágazatban meghatározható az a szövetségi állam, amelyben az adott ráfordítások maximális kibocsátást eredményeznek, míg más tagállamok e technikai szint alatt termelnek. Az indiai államok közötti termelékenységbeli különbségeket a szerzők a technikai hatékonysági szint különbségeivel magyarázzák. Vizsgálatukban a tényezők együttes hatékonyságát és a technikai hatékonyságot az infrastruktúrával hozták összefüggésbe. A szociális és gazdasági infrastruktúra alapvető mutatóiból képzett aggregált infrastruktúra-mutató alapján megállapították, hogy az indiai feldolgozóiparban a tényezők együttes hatékonysága és a technikai hatékonyság tekintetében a szövetségi államok közötti növekvő különbségek jelentős mértékben az infrastrukturális ráfordítások közötti különbségekkel magyarázhatók. A tényezők alacsony

együttes hatékonyságából az indiai feldolgozóiparban azt az általános következtetést vonták le, hogy a megfelelő infrastruktúra (ebbe természetesen a képzettség is beletartozik) hiánya fékezheti a fejlődő gazdaságok növekedését.

Timmer (1999) India és más ázsiai országok (Kína, Indonézia, Dél-Korea, Tajvan) 1963 és 1993 közötti feldolgozóipari termelékenységének szintjét az Egyesült Államokéval hasonlította össze. Megállapította, hogy Dél-Korea és Tajvan munkatermelékenysége lassú ütemben közeledett az Egyesült Államok szintjéhez, míg Indiát és Indonéziát a relatív stagnálás hosszú időszakai jellemezték. Ezt a feldolgozóipar ágazati szintű adataival illusztrálta. Mivel az egy munkaóra jutó fizikai tőke az ázsiai országokban még mindig jóval alatta van az Egyesült Államok szintjének, Krugman állításaival szemben van lehetőség a tőkeigényesség növelésére. A tényezők együttes hatékonysága a dél-koreai és a tajvani feldolgozóiparban jóval alacsonyabb, mint az egyesült államokbeli, és hasonló a helyzet Indiára és Indonéziára nézve Dél-Koreával és Tajvannal összehasonlítva. A később iparosodó országok nem húzhatnak automatikusan hasznot a világ növekvő technikai szintjéből.

A továbbiakban abból indulunk ki, hogy a termelékenységet és a technikai haladást három alapvető tényező határozza meg: a tőkefelszereltség (az egy foglalkoztatottra jutó állótőke bruttó értéke), a képzettség (a képzési évek száma) és a kutatófejlesztő tudósoknak és mérnököknek az összes foglalkoztatotthoz viszonyított aránya. A termelékenységet a munkaidő hossza is befolyásolja. Indiát oly módon hasonlítjuk össze az Egyesült Államok és Dél-Korea tőkefelszereltségi mutatóival, hogy az állótőke értékét 1985. évi amerikai dollárban fejezzük ki.

A tőkefelszereltségre vonatkozó adatok a 8. táblában becsültek (a módszert lásd a Függelékben), mivel a rendelkezésre álló statisztikai kiadványokban az indiai állótőkéről nem találtunk megfelelő információkat. Megjegyzendő, hogy nemzetgazdasági szinten az állótőkébe a lakások értékét is beleértjük.

8. tábla

Az egy foglalkoztatottra jutó állótőke bruttó értéke Indiában

Év	Nemzetgazdaságban	Feldolgozóiparban	Nemzetgazdaságban	Feldolgozóiparban	Nemzetgazdasági	Feldolgozóipari
	ezer dollár		Index: 1965. év = 100		évi átlagos növekedés (százalék)	
1965	3,53	17,05	100	100	–	–
1970	4,23	22,21	120	130	3,7	5,4
1975	4,74	24,20	134	142	2,2	1,8
1980	5,48	27,76	155	163	3,0	2,8
1985	6,41	36,49	182	214	3,3	5,6
1990	7,57	52,44	214	308	3,3	7,6
1995	8,78	71,31	249	418	3,1	6,3

Az 1965–1995-ös időszakban a tőkefelszereltség az indiai gazdaságban évi 3,1 százalékkal növekedett. A feldolgozóiparban ennél gyorsabb ütemű, 4,9 százalékos növekedés ment végbe. Ezeket összehasonlítva az egy foglalkoztatottra jutó GDP, illetve a hozzáadott érték 2. tábla szerinti növekedési ütemével megállapítható, hogy a tőkefelszereltség növekedési üteme nemzetgazdasági szinten 1,2-szerese, a feldolgozóiparban pedig 1,3-

szerese volt a termelékenység növekedésének. Nemzetgazdasági szinten a tőkefelszereltség Indiában rendkívül alacsony volt, különösen az Egyesült Államokhoz viszonyítva.

9. tábla

*A relatív tőkefelszereltség alakulása Indiában 1965 és 1995 között
(1985. évi dollár alapján)*

Év	Nemzetgazdaságban	Feldolgozóiparban	Nemzetgazdaságban	Feldolgozóiparban
	az Egyesült Államok százalékában		Dél-Korea százalékában	
1965	3,2	43,4	127,0	248,5
1970	3,6	47,0	76,9	216,7
1975	3,5	40,8	52,7	212,7
1980	4,0	43,8	35,3	186,7
1985	4,4	47,6	27,1	209,6
1990	5,5	63,1	19,2	217,9
1995	5,6	75,4	14,5	173,0

Forrás: National Accounts Statistics. UN. New York, Yearbook of Labour Statistics. I.L.O.Geneva és FAO Production Yearbook különböző kötetei; Flows and Stocks of Fixed Capital 1964–1989, 1971–1996. OECD. Paris; Statistical Abstract of the United States 1976., 1986., 1997. Bureau of the Census. Washington, D.C., továbbá a 9. tábla adatai.

A relatív tőkefelszereltség 9. táblabeli adatait a 3. tábla termelékenységi adataival összehasonlítva megállapítható, hogy Indiában az egyesült államokbeli szinthez viszonyítva a relatív termelékenység magasabb volt, mint a relatív tőkefelszereltség. Dél-Koreához képest azonban az 1980-as évek közepéig a relatív tőkefelszereltség volt magasabb. Ez azt jelentette, hogy India kevesebb fizikai tőkét használt fel egységnyi termeléshez, mint az Egyesült Államok és – 1985-től – mint Dél-Korea. A feldolgozóiparban viszont sokkal magasabb volt India relatív tőkefelszereltsége: 1965-ben az egyesült államokbelinek több mint kétötöde, 1995-ben háromnegyede, a dél-koreainak 1965-ben közel két és félszerese, 1995-ben 1,7-szerese.

10. tábla

Az egy foglalkoztatottra jutó képzési idő

Év	Indiában	Az Egyesült Államok	Dél-Korea	A fejlődő országok
		százalékában		
1965	1,63	17,4	36,8	81,1
1970	1,90	18,7	34,1	80,5
1975	2,40	22,3	40,5	88,6
1980	2,72	22,9	39,7	87,7
1985	3,05	25,9	38,9	85,7
1990	3,44	28,0	39,0	86,2
1995	3,88	30,3	39,7	88,0

Forrás: Barro–Lee; 1993. Az 1990-es és az 1995-ös adatok extrapolált értékek (az 1975–1985-ös évi átlagos változás figyelembevételével).

Dél-Koreával ellentétben Indiában a képzettségi szint (az egy foglalkoztatottra jutó képzési évek közelítő értéke) 1965 és 1995 között alacsonyabb volt a fejlődő országok átlagához képest.

lagánál. (Lásd a 10. táblát.) Ugyanakkor az 1990-es évek közepéig India ebben a vonatkozásban csökkentette elmaradását az Egyesült Államokkal szemben, és valamivel közelebb került Dél-Koreához is.

A 11. tábla adataiból megállapítható, hogy a kutatás–fejlesztés Indiában 1966 és 1995 között nemzetgazdasági szinten csupán évi 3,5, míg a feldolgozóiparban ennél gyorsabb, 5,3 százalékos ütemben nőtt. A fejlődő országokra jellemző „agyelszívás” és más negatív jelenségek miatt India a kutató–fejlesztő tevékenység tekintetében nem tudott olyan jó eredményeket elérni, mint a képzettség területén, a kutató–fejlesztő tevékenység nemzetgazdasági szinten a kormány erőfeszítései ellenére végig nagyon csekély maradt, a feldolgozóiparban viszont – az ágazatot támogató gazdaságfejlesztési stratégiának tulajdoníthatóan – jelentős és viszonylag gyorsan növekvő súlyú volt.

A vizsgált időszakban India kutatásfelszereltsége az Egyesült Államokéhoz képest, nevezetesen a kutató–fejlesztő munkát végzők aránya a nemzetgazdaság és a feldolgozóipar szintjén egyaránt több mint kétszeresére emelkedett, Dél-Koreához viszonyítva viszont rendkívül nagy mértékben visszaesett mind a gazdaság egészét, mind pedig a feldolgozóipart tekintve. Relatív súlya 1965-höz képest az 1990-es évek közepéig az előbbi esetben egynolcadára, az utóbbiban kevesebb mint egynegyedére csökkent.

Kérdéses, hogy elérte-e a tényezők együttes hatékonysága Indiában, nevezetesen az indiai feldolgozóiparban az élenjáró fejlett országok szintjét. Ennek ellenőrzésére lehetőséget biztosít az a modell (Simon; 1999), amelyet korábbi tanulmányunkban Dél-Korea gazdaságfejlesztésének vizsgálatához már felhasználtunk (Ifj. Simon; 2000. 367–369. old.). Ennek paramétereit az Egyesült Államok és Japán, továbbá a Német Szövetségi Köztársaság, Anglia és Franciaország gazdaságfejlesztési adatai (feldolgozóipar és szolgáltatások) alapján határoztuk meg az 1951–1992-es időszak figyelembevételével. A modell teljes alakja $Y = AM$, ahol Y a kibocsátás volumene (hozzáadott érték, illetve GDP 1985. évi dollárban), M a munkaórák száma, A pedig a technikai haladás volumenfüggvénye.

A modellt Indiára korrekcióval alkalmazzuk, amelyet a modellt bemutató tanulmány szerzője újabb kutatásai során alakított ki. A korrekció a normált képzettség F_{HN} függvényével (Simon; 1999. 441. old.) kapcsolatos, amelynek új alakja: $F_{HN} = 1 - \exp[g_E \cdot \exp(-F_K) \cdot \exp(-F_H)]$, ahol $g_E = -25$. A módosítás lényege, hogy az új függvény az iskolai képzettség (F_H) mellett a hagyományos (apáról fiúra szálló) képzettség szerepével is számol, amelynek jelentősége a tőkefelszereltség (F_K) növekedésével csökken. A csökkenést ellensúlyozza az iskolai képzettség. A kutatási tapasztalatok azt mutatják, hogy a korrekció alacsony fejlettségi szinten – így India esetében is – lényeges, magas fejlettségi szinten viszont hatása elhanyagolható. Ezért az eredeti modell paramétereit nem kellett módosítani.

Vizsgálatunk gondolatmenete a következő: behelyettesítve az $Y = AM$ függvény jobb oldalába az indiai tényezőértékeket (a feldolgozóipar 1965–1995. évi adatai alapján), az indiai feldolgozóipar hozzáadott értékének becsült idősorát kapjuk (1985. évi dollárban). Ezek a becslések – ha a tényezők együttes hatékonysága Indiában nem tér el a fejlett országok szintjétől – jól közelítik a tényleges idősort. Az eltérések jellemzésére bevezettünk egy szorzótényezőt ($Y = aAM$), ahol a 1 körüli értéke arra utal, hogy a tényezők együttes hatékonysága Indiában nagyjából megfelel a fejlett országokban tapasztaltaknak. Az egyenletet lineáris regressziós modellként kezelve, a paramétert a legkisebb négyzetek módszerével becsültük.

11. tábla

A kutató-fejlesztő munkát végző tudósok és mérnökök aránya az összes foglalkoztatotthoz viszonyítva Indiában

Év	Nemzet- gazdaságban	Feldolgozó- iparban	Nemzet- gazdaságban	Feldolgozó- iparban	Nemzet- gazdasági	Feldolgozó- ipari	Nemzet- gazdaságban	Feldolgozó- iparban	Nemzet- gazdaságban	Feldolgozó- iparban
	ezrelék		Index: 1965. év = 100		évi átlagos növekedés (százalék)		az Egyesült Államok százalékában		Dél-Korea százalékában	
1965	0,13	2,26	100	100	–	–	2,0	14,8	46,4	219,4
1970	0,22	4,00	169	177	11,1	12,1	3,5	26,0	44,9	227,3
1975	0,27	5,21	208	231	4,2	5,5	4,5	33,4	34,6	204,3
1980	0,32	6,52	246	288	3,4	4,5	5,1	36,6	25,6	168,9
1985	0,35	8,11	269	359	1,8	4,5	4,7	31,4	14,0	102,5
1990	0,39	9,78	300	433	2,2	3,8	4,8	33,0	10,0	93,1
1995	0,37	10,53	285	466	-1,0	1,5	4,7	33,5	5,9	50,6

Forrás: Easterly–Hairong Yu (2000); továbbá a The World (1999); UNESCO Statistical Yearbook. Paris, a Yearbook of Labour Statistics. ILO. Geneva és a FAO Production Yearbook Rome különböző kötetei, valamint Korea Statistical Yearbook. National Statistical Office. Seoul. 1998.

A főbb becslési eredmények a következők voltak:

$$\hat{a} = 1,12 \quad se(\hat{a}) = 0,2055 \quad t = 5,45 \quad R^2 = 0,948$$

Az \hat{a} -ra 95 százalékos konfidencia-intervallumot készítve azt tapasztaljuk, hogy az intervallum tartalmazza az 1-et, ezért állíthatjuk azt, hogy a valódi (sokasági) értéke lehet 1. Az illeszkedés viszonylag jó (95 százalék körüli), és a regresszió 11,4 százalékos relatív hibája is megfelelőnek látszik. Levonható tehát az a következtetés, hogy a tényezők együttes hatékonysága alapján az indiai feldolgozóipar hozzávetőlegesen a fejlett országok színvonalának felel meg.

További következtetéseket tesz lehetővé a tényleges termelékenységi eredmények és a modellel számítottak összehasonlítása. A termelékenységet ez esetben az egy órára jutó hozzáadott érték alapján vizsgáljuk, összhangban az alkalmazott modellel. Szemben az egy foglalkoztatottra jutó kibocsátással (GDP-vel vagy hozzáadott értékkel) ez a mutató kiszűri a munkaidőbeli eltérések hatását, pontosabban jellemzi a gazdasági tevékenység eredményességét.

12. tábla

Az egy munkaóra jutó hozzáadott érték India feldolgozóiparában

Év	Dollár*	Index: 1965. év = =100	Ötéves átlagos növekedés (százalék)	százalékában	
				Az Egyesült Államok	Dél-Korea
1965	4,84 (0,81)	100	–	43,8	390
1970	5,36 (-0,27)	111	2,06	42,5	243
1975	5,83 (-0,87)	120	1,70	40,2	190
1980	6,54 (-1,40)	135	2,33	41,3	159
1985	8,71 (-0,89)	180	5,90	47,4	166
1990	12,60 (0,90)	260	7,66	61,9	167
1995	16,37 (2,43)	338	5,37	66,9	139

* 1 dollár = 3,26 rúpia. (Zárójelben a tényleges és a modellel számított érték eltérése.)
Forrás: lásd az 1., 2. és 3. táblánál.

A 12. tábla adatai alapján megállapítható, hogy a tényleges és a számított termelékenység közötti eltérések összhangban vannak a gazdaságpolitikával kapcsolatosan kifejtettekkel. Az indiai feldolgozóipar teljesítménye a vizsgált időszak első felében mind jobban elmaradt a fejlett országok színvonalától. Az elmaradás 1980-ban már közel kétszeresen meghaladta a standard hibát. Ezután azonban javulás következett be, ami különösen az 1990-es évek közepére vált szembetűnővé. Az Egyesült Államokéhoz viszonyítva a teljesítmények lényegében ugyanezeket a tendenciákat tükrözték. Az időszak egészét tekintve India e tekintetben közelebb került az Egyesült Államokhoz: az 1965. évi alig több mint kétötödös szintről 1995-ig felküzdötte magát a kétharmados szintig. Ugyanakkor azonban az időszak első felében – legalábbis 1975-ig – távolodás figyelhető meg, és lényeges közeledés csak 1980 után ment végbe. Dél-Korea vonatkozásában a helyzet sajátos. Az indiai feldolgozóipar termelékenysége a vizsgált időszakban mindvégig magasabb volt a dél-koreainál, bár a különbség nagymértékben csökkent, különösen az időszak első felében.

Felmerül a kérdés: miként történhetett meg, hogy a dél-koreai gazdaság a vizsgált időszakban jelentősen megelőzte Indiát, megközelítette a fejlett országok szintjét, miközben India a dél-koreainál termelékenyebb feldolgozóipara ellenére alacsony fejlettségű ország maradt. Az előzőkben kifejtetteket figyelembe véve vázlatosan a következőket állapíthatjuk meg:

1. az ipar részesedése India gazdaságában Dél-Koreával ellentétben nagyon alacsony maradt, mivel a gyorsabb fejlődéshez hiányzott a megfelelő piac és felhalmozási eszközök, valamint az infrastruktúra;
2. a belső piacot hiába védtek rendkívül magas vámokkal és más intézkedésekkel, a feudális maradványok és a rendkívül alacsony életszínvonal nem biztosított kellő teret a gyorsabb ipari fejlődéshez;
3. a külső piac bővítéséhez hiányzott az exportorientált gazdaságpolitika, továbbá India méreteit tekintve nehéz lett volna oly mértékben növelni az export súlyát, mint az Dél-Korea és más „kistigrisek” esetében történt;
4. a viszonylagos szűkös belső felhalmozási források természetes következménye volt a feudális maradványok továbbélésének és az alacsony életszínvonalnak;
5. a külső források nagyobb mérvű igénybevételét sokáig gátolta India politikai orientációja és gazdaságpolitikája, továbbá súlyuk az ország méretei miatt sem lehetett olyan meghatározó, mint Dél-Koreában, így hiányzott többek között az a kezdeti lökés, amely a rendkívül gyors fejlődést Dél-Koreában az indiainál nem sokkal magasabb szintről megindította;
6. az infrastrukturális feltételek, különösen a lakosság képzettségi szintje sokkal kedvezőtlenebb volt Indiában, mint Dél-Koreában, és e tekintetben csak lassú volt a változás;
7. a vizsgált időszak kezdetén sem Indiának, sem Dél-Koreának nem volt saját kutató-fejlesztő bázisa, ami a fejlett gazdaság működésének egyik alapvető feltétele, de Dél-Koreában ezt a bázist az 1990-es évek közepéig sikerült létrehozni, Indiában viszont nemzetgazdasági méretben nem, a feldolgozóiparban pedig csak részben teremtődött meg.

Egyoldalú lenne azonban a kép, ha csak a hiányosságokat hangsúlyoznánk. Megítélésünk szerint Indiára is érvényes a mondás: ami késik, nem múlik. Ha viszonylag lassan, hosszú idő alatt, de napjainkra India megközelítette azt a szintet, amelyről a „gazdasági csoda” megindulhat. Ennek politikai és gazdaságpolitikai feltételei sok tekintetben már megteremtődtek, ezért indokolt az a következtetés, hogy India gazdasági fejlődését célszerű hazánkban is az eddiginél nagyobb figyelemmel kísérni.

FÜGGELÉK

Az indiai feldolgozóipar adatai

Év	Y (milliárd dollár)	L (ezer fő)	K/Y (dollár)	H/L (év)	R/L (ezrelék)	M/L (ezer óra)
1962	46,3	3762	1,34	1,51	–	–
1963	49,4	4011	1,34	1,55	1,91	2,64
1964	54,9	4236	1,28	1,59	2,05	2,62
1965	54,9	4346	1,35	1,63	2,26	2,61
1966	54,9	4328	1,43	1,68	2,57	2,60
1967	55,8	4364	1,53	1,73	2,88	2,58
1968	58,0	4373	1,58	1,79	3,26	2,57
1969	62,6	4456	1,56	1,84	3,81	2,56
1970	62,6	4594	1,63	1,90	4,00	2,54
1971	65,6	4777	1,63	1,99	4,16	2,52
1972	68,7	4862	1,63	2,09	4,43	2,51
1973	72,1	5066	1,63	2,19	4,71	2,50

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	Y (milliárd dollár)	L (ezer fő)	K/Y (dollár)	H/L (év)	R/L (ezrelék)	M/L (ezer óra)
1974	73,0	5125	1,65	2,29	4,87	2,49
1975	73,9	5130	1,68	2,40	5,21	2,47
1976	81,6	5271	1,68	2,46	5,43	2,46
1977	87,1	5391	1,68	2,52	5,74	2,45
1978	94,5	5677	1,66	2,59	5,81	2,44
1979	92,6	5849	1,72	2,65	6,07	2,43
1980	92,6	5872	1,76	2,72	6,52	2,41
1981	100,6	6047	1,74	2,78	6,82	2,40
1982	107,1	6289	1,75	2,85	7,14	2,39
1983	117,8	6289	1,73	2,91	7,40	2,41
1984	125,5	6191	1,73	2,98	7,85	2,41
1985	128,2	6183	1,76	3,05	8,11	2,38
1986	139,3	6263	1,75	3,12	8,32	2,38
1987	149,4	6272	1,75	3,20	8,81	2,40
1988	162,9	6261	1,74	3,28	9,36	2,42
1989	181,6	6245	1,72	3,36	9,64	2,42
1990	192,9	6327	1,72	3,44	9,78	2,42
1991	185,6	6333	1,77	3,52	9,96	2,42
1992	193,3	6427	1,79	3,61	10,1	2,42
1993	209,5	6396	1,80	3,69	10,4	2,42
1994	231,0	6414	1,81	3,78	10,6	2,43
1995	262,3	6621	1,80	3,88	10,5	2,42

Forrás: lásd az előző táblánál. A *H/L* mutató éves értékei az öt éves periódusokon belül interpoláltak, illetve az 1985 utáni adatok extrapoláltak az 1976–1985. évi átlagos változási ütem figyelembevételével. A táblában a tőkefelszereltség (*K/L*) nem szerepel, de a közölt mutatók alapján meghatározható, felhasználva a $K/L = K/Y \cdot Y/L$ összefüggést. A *K/Y* hányadosokat becstültk.

A modellszámítás változói:

Y – a hozzáadott érték (1985. évi dollárban);

H – a képzési évek száma;

M – az évi munkaórák száma;

L – a foglalkoztatottak száma;

R – a kutató–fejlesztő tudósok és mérnökök (*K+F*) száma;

K – a bruttó állótöke (1985. évi dollárban);

I – a bruttó állótöke-beruházás (1985. évi dollárban).

A modellszámítás az 1965–1995-ös időszakra vonatkozott, a késleltetett hatások miatt azonban szükség volt néhány korábbi év adataira. E körülményt a tábla összeállításakor figyelembe vettük.

A *K/Y* hányados becslése. Vizsgálatunk során India estében is nehézséget okozott a statisztikai kiadványokban publikált állótökeadatok hiánya. Korábban Dél-Korea vonatkozásában is hasonló volt a helyzet. Ennek kapcsán a *K/Y* hányados becslésére közelítő módszert dolgoztunk ki, amely lényegét tekintve hasonló az állótöke mérésére használt ún. folyamatos újraértékelési módszerhez (Perpetual Inventory Method – PIM), de jóval kevesebb adatot igényel, olyan adatokat, amelyek a statisztikai kiadványokban rendelkezésre állnak. Jelen munkában India vonatkozásában szintén ezt a módszert használtuk, kis módosítással, amely pontosabb becslést tesz lehetővé, miközben a módszer adatigényét nem növeli. A módosított becslési módszer képlete:

$$(K_T / Y_T)_i = b_i S_i \exp(-S_i + bY), \quad \text{ahol: } i=1, 2, \quad S_i = I_\Sigma / Y_\Sigma; \quad I_\Sigma = \sum_{t=t_0}^{T-1} I_t; \quad Y_\Sigma = \sum_{t=t_0}^{T-1} Y_t.$$

A képletben *t* az időindex, *t*₀ a becslés kezdőéve (esetünkben 1950), *T* a tárgyév, *Y* a hozzáadott érték, illetve a GDP évi átlagos növekedési üteme a *t*₀ – *T* időszakban logaritmizált alakban, *b* és *b*_{*i*} a paraméterek (az amerikai adatok alapján: *b* = -11, *b*₁ = 30 (feldolgozóipar), *b*₂ = 38 (nemzetgazdaság)).

A módosított becslési módszer lényegében abban különbözik a korábitól, hogy az S_t hányados a függvény jobb oldalán az exponensben is szerepel, méghozzá negatív előjellel. Emiatt természetesen megfelelő módon változnak (nőnek) a b_i paraméterek. A módosítás révén közelítően figyelembevételre kerül az a körülmény, hogy a K/Y hányados magasabb értékeinél a bruttó beruházások mind nagyobb hányada állótőkepótlási célokat szolgál, tehát nem növeli a K/Y hányadost. A becslési módszert a K/Y hányadosra irtuk fel, de a kibocsátás (Y) ismeretében a bruttó állótőke értéke (K) szintén meghatározható (1985. évi dollárban).

IRODALOM

- BAGCHI, A. K. (1987): *Public intervention and industrial restructuring in China, India and Republic of Korea*. International Labour Organisation. Asian Employment Programme. New Delhi. 162 old.
- BARRO, R. I. – LEE, J. W. (1993): International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*, 8. sz. 363–394. old.
- BESLEY, T. – BURGESS, R. (2000): Land reform, poverty reduction, and growth: evidence from India. *Quarterly Journal of Economics*, 2. sz. 389–430. old.
- BON HO KOO – PERKINS, D. H. (szerk.) (1995): *Social capability and long-term economic growth*. St. Martin's Press. New York. 356 old.
- CRAFTS, N. (1999): East Asian growth before and after the crisis. *IMF Staff Papers*, 46. évf. 2. sz. június. 139–166. old.
- DEOLALIKAR, A. B. – EVENSON, R. E. (1990): Private inventive activity in Indian manufacturing: its extent and determinants. In: *EVENSON, R. E. – RAMIS, G. (szerk.): Science and technology. Lessons for development policy*, Westview Press. Boulder & San Francisco. 233–253. old.
- EASTERLY, W. – HAIRONG YU. (2000): *Global Development Network Growth Database*. The World Bank. Washington, D.C. (<http://www.worldbank.org/research/growth/GDNdata.htm>).
- Foreign direct investment in selected Asian countries: policies, related institution-building and regional co-operation* (1998). United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific. Development Papers, 19. sz. New York. 186 old.
- HULTEN, C. – SRINIVASAN, S. (1999): *Indian manufacturing industry: elephant or tiger?* New evidence on the Asian miracle. NBER Working paper, 7441. sz. 36 old.
- India: opening up for growth* (1993). Euromoney Publications. London. 249 old.
- India: policies to reduce poverty and accelerate sustainable development* (2000). International Bank for Reconstruction and Development. Washington, D.C. 255 old.
- KHUSRO, A. M. (1994): *Unfinished agenda: India and the world economy*. Wiley Eastern Limited. New Delhi. 380 old.
- KRUGMAN, P. (1994): The myth of Asia's miracle. *Foreign Affairs*, 6. sz. 62–78. old.
- KUMAR, N. (2000): Economic reforms and their macro-economic impact. *Economic and Political Weekly*, 803–812. old.
- MEARNS, R. (1999): *Access to land in rural India. Policy issues and options*. The World Bank Group. Policy Research Working Paper, 2123. sz. 50 old.
- MITRA, A. – VAROUDAKIS, A. – VÉGANZONÉS, M. (1998): *State infrastructure and productive performance in Indian manufacturing*. OECD Development Centre. Technical Paper, 139. sz. 54 old.
- NOVÁK CS. (1997): *Hogyan alakul át az indiai gazdaság?* Kihívások c. tanulmányosorozat. 82. sz. MTA VKI. Budapest. 12 old.
- SIMON GY. (1999): Technikai haladás, érték és profit. *Közgazdasági Szemle*, 46. évf. 5. sz. 428–445. old.
- IFI. SIMON GY. (2000): A dél-koreai gazdasági csodáról. *Statisztikai Szemle*, 78. évf. 5. sz. 353–372. old.
- SRINIVASAN, T. N. (1990): External sector in development: China and India, 1950–1989. *AEA Papers and Proceedings*, 80. évf. 2. sz. 113–117. old.
- SRINIVASAN, T. N. (1996): Economic liberalization and economic development: India. *Journal of Asian Economics*, 2. sz. 203–216. old.
- The World Factbook 1999 – India*. Internet file: <http://www.oecd.gov/cia/publications/factbook/in.html>
- TIMMER, M. P. (1999): *Climbing the technology ladder too fast?* An international comparison of productivity in South and East-Asian manufacturing, 1963–1993. Groningen Growth and Development Centre. University of Groningen. 19 old.
- YOUNG, A. (1995): The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *Quarterly Journal of Economics*, 3. sz. 641–680. old.

SUMMARY

Although India is not counted among the Asian „tigers”, its enormous population and natural resources in case of an adequate economic policy there is a possibility to increase its role in the world economy, its becoming an „elephant”, i.e. an economic great power. Comparing the development of Indian economy in the past decades with the performance of the United States and South Korea, it can be stated that India has approached a level from which an economic miracle can start. The economic results of the 90s show that in many respects its political and economic conditions have already been created.

SZEMLE

LESLIE KISH (1910–2000)

Leslie Kish ismert, elismert, nagy hatású és népszerű alakja volt a statisztikusok nemzetközi közösségének. Tudományos és gyakorlati tevékenysége elsősorban a reprezentatív mintavételek módszertani fejlesztésére irányult. Kellő elméleti háttér birtokában megoldást keresett és talált megoldást, illetve közreműködött nagy statisztikai vizsgálatok mintavételek segítségével történő lebonyolításában. Közreműködött nagy nemzetközi felvételek megszervezésében, végrehajtásában, elemzésében.

Mindmáig kézikönyvként használt fő műve az 1965-ben megjelent „Reprezentatív mintavételek” (Survey Sampling) segít eligazodni a statisztikai adatgyűjtések tervezésének módszerében a hivatalos statisztikusok, a szociológusok, közgazdászok, piacutatók feladatainak megoldásában. Számára nem az elméleti, elvont matematikai problémák vizsgálata volt a fontos, hanem az, hogy a statisztika segítségével hogyan lehet pontosabb, részletesebb következtetésekre (becslésekre) jutni.

Figyelme kiterjedt a statisztikák készítésének teljes bonyolult folyamatára. Különös figyelmet fordított a munka során szükségszerűen felmerülő hibák, hiányosságok kezelésére, a mintavételi és a nem mintavételi hibák csökkentésére, illetve becslési lehetőségeire.

Részletesen foglalkozott a mintavételi tervnek például a költségek szempontjából megfontolt különböző változatainak hatásával a mintavételi hibára (design effect), a csoportos mintavétel előnyeivel, hátrányaival (rate of homogeneity). Az ő nevéhez fűződik a guruló minták (rolling samples), a megosztott panelek (split panel design), a több célú minták (multipurpose sample design), a több országot átfogó mintavételi tervek (multinational survey designs) kidolgozása, a nemválaszolások (nonresponse), a kisterületi becslések (small area estimation) módszereinek fejlesztése. Az ő ötletén alapul az a könnyen használható és elvileg is korrekt módszer, hogy több személy közül (pél-

dául egy családban) miként kell kiválasztani egy személyt a kikérdéshez. Eredményesen foglalkozott közvélemény-kutatással is. 1987-ben jelent meg (magyarul 1989-ben) második nagy műve, „Kutatások statisztikai tervezése” címmel (Statistical Design for Research), mely bizonyos értelemben a korábbi munkássága során szerzett tapasztalatainak összefoglalása. Erre utal a szerző, amikor a könyv bevezető részében felhívja a figyelmet arra, hogy a kutatónak kompromisszumot kell kötnie a reprezentáció, a randomizáció és a valószerűség között. Meg kell fontolnia mind az eszközöket, mind a célt, és mérlegelnie kell. E művének szinte minden fejezete valamilyen valóságos feladat megoldásának tapasztalatait ismerteti, kiemelve az általánosítható megfontolásokat.

Leslie Kish (Kiss László) 1910-ben született Poprádon (Szlovákia). Édesapja villamosmérnök volt. Zilahról, ahol akkor éltek, 1926-ban a család kivándorolt Amerikába. New Yorkban telepedtek meg, ahol az apa korai halála miatt nehéz körülmények között életek. Leslie Kish esti iskolába járt, a középiskola után a City College of New Yorkban tanult tovább, majd a Rockefeller Orvosi Kutató Intézetbe került, ahol különböző állatkísérleteket is végeztek. Hamarosan felismerte, a statisztika szükségességét, így a statisztikával ebben az időben kezdett el foglalkozni. *R. A. Fisher* 1925-ben megjelent híres könyve a statisztikai módszerekről, valamint más híres statisztikusok (például *Yule*, *Pearson*, *Snedecor*) munkái mélyítették ismereteit. (Ebben az időben statisztikusképzés még nem volt.) Statisztikusi tevékenysége tehát biometriai jellegű számításokkal kezdődött a Rockefeller Intézetben, de őt elsősorban a módszer, a statisztika érdekelte. Tanulmányait mindvégig munka mellett végezte.

1937-ben a polgárháborús Spanyolországba ment, ahol először egy kórházban dolgozott, majd csatlakozott a magyar brigádhoz. Meglehetősen idealista, romantikus elképzelései voltak a fasizmus el

leni háborúról. Megsebesült, majd 1939-ben visszatért az Egyesült Államokba. Még ebben az évben megszerezte a diplomát matematikából. Ezután Washingtonba került, ahol először a Census Bureau-ban, majd a Mezőgazdasági Minisztériumban kezdett el mintavételezési módszerekkel foglalkozni. Ebben az időben kezdtek mintavételes felvételeket tervezni. Először kvóta-mintákat használtak, majd fokozatosan áttértek a véletlen mintákra.

A második világháború alatt meteorológusként szolgált a hadseregben, majd 1945-ben visszatért a Census Bureau-ba s folytatta statisztikai mintavételekkel foglalkozó munkáját. A háború utáni években nagyon megélt a társadalomtudományok iránti érdeklődés és egyre nagyobb igény mutatkozott a mintavételes lakossági felvételek iránt. A *R. Lickert* vezetésével kialakult kutatógárda a háború után úgy vélte, hogy jobb lesz egy egyetem keretei között dolgozni. A Michigani Egyetemen, Ann Arborban folytatták munkájukat. 1947-ben létrejött a világhírű Institute for Social Research (ISR). Lickert és Kish mellett az alapítók között volt a magyar származású *Katona György*, a gazdaságpszichológia egyik megalapítója is.

A munka országos szintű, kicsi véletlen minták kialakításával kezdődött. Ennek segítségével vált a munkacsoport 1948-ban híressé, amikor ilyen véletlen mintával sikerült előre jelezni, mások várakozásával ellentétben, hogy *H. Truman* lesz az elnökválasztás győztese. Ez az esemény is hozzájárult ahhoz, hogy kvóta-minták helyébe a valószínűségi minták léptek.

Az Ann Arbor-i évtizedek alatt mind oktatóként, mind kutatóként figyelmét a mintákon alapuló statisztikai felvételekre irányította. Hangsúlyozta a felvételi terv (survey design) és a mintavételezési terv (sample design) különbségét. Ez utóbbi általános fogalom, széles körben használható, míg a felvételi tervet minden felvételnél, annak sajátosságai alapján kell kidolgozni. Figyelme kiterjedt a kérdőívtervezésre, a mérés problémáira, a terepmunkára stb.

1977-ben az Amerikai Statisztikai Társaság elnöke lett. Aktív tagja volt a Nemzetközi Statisztikai Intézetnek (International Statistical Institute – ISI). Alapítója és 1983 és 1985 között elnöke az ISI egyik szekciójának, a Mintavételezési Foglalkozó Statisztikusok Nemzetközi Szövetségének (International Association of Survey Statisticians – IASS). Az IASS félévenként megjelenő hírlevelét (The Survey Statistician) sok éven át szerkeszti és válaszol a „Question and Answer” rovatban feltett részben elméleti, részben gyakorlati jellegű, elsősorban a statisztikai adatgyűjtésekkel, illetve a becslésmérettel kapcsolatos kérdésekre. 1981-ben ment nyugdíjba,

de mint Professor Emeritus nagy aktivitással dolgozott tovább. Ekkor megkapta a „Henry Russel Lecturer” címet és tiszteletbeli tagja lett a Brit Királyi Statisztikai Társaságnak (Royal Statistical Society). 1988-ban, a Bolognai Egyetemen, a fennállásának 900. évfordulója alkalmából rendezett ünneppsorozat keretében díszdoktorrá avatták. 1995-ben a Magyar Tudományos Akadémia tiszteleti tagjává választotta. 1997-ben megkapta a Magyar Köztársaságért Érdemrend tiszti keresztjét. Ugyanabban az évben az athéni egyetemről kapott tiszteletbeli doktori címet. 1998-ban a budapesti Eötvös Loránd Tudományegyetem díszdoktora lett.

Szakértőként részt vett olyan több országra kiterjedő projektek megszervezésében, értékelésében, mint például a Világtermékenységi Vizsgálat (World Fertility Survey). Számos intézmény (FAO, UN, UNESCO, WHO) programjának tanácsadója volt. Jelentős erőfeszítéseket tett a fejlődő országok statisztikusainak képzése érdekében és részt vett felvételek tervezésében, többek között Kínában, több afrikai országban, Üzbegisztánban, Dél-Amerikában stb. Szívégyének tekintette az oktatást, a módszertani fejlesztést mind a fiatal, mind az idősebb statisztikusok körében. Az elmúlt évtizedben igen szorosra vált kapcsolata a magyar statisztikusokkal, mind a hivatalos statisztikát (KSH), mind a más területeket (például szociológia) művelőkkel. Több magyar statisztikust segített hozzá, hogy hosszabb-rövidebb ideig az Egyesült Államokban tanulhasson.

Egyszerű, közvetlen, jó humorú, társaságkedvelő ember volt. Gyakran járt Magyarországon. Szíve visszahúzta Bogácsra, ahol gyermekkorában élt. Ha tehette felkereste az emlékeket, a régi ismerősök leszármazottait.

2000 szeptemberében Budapesten volt a nemzetközi szeminárium a „nemválaszolások” problémáiról a lakossági adatfelvételekben. Mivel ezzel a problémával ő már pályafutása elején is foglalkozott, nagy örömmel fogadta a meghívást, s arra készült, hogy megtartsa a bevezető előadást (keynote speech), melynek a „A Glider’s View of Nonresponses” (A nemválasztás madártávlatból) címet választotta.

A nyár végén írta, hogy térdműtétéje miatt nem tud részt venni a szemináriumon, de ígérte, hogy a következő évben (2001-ben) biztosan eljön, hiszen mindig voltak tervei a jövőre, melyek között Magyarország is szerepelt.

A műtét után már nem épült fel. 2000. október 7-én hunyt el.

Büszkeséggel és tanítványi tisztelettel örizzük emlékét.

M. Á.

AZ EUROSTAT VEZETŐINEK BUDAPESTI ELŐADÁSAI

Az EUROSTAT 2000. október 26-án Magyarországon tartózkodó két vezetője, *Yves Franchet* főigazgató és *Photis Nanopolos* igazgató Budapesten találkozott a magyar statisztikusokkal.

Délelőtt a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, valamint az MTA Tudományos és Oktatási Albizottságának szervezésében Photis Nanopolos professzor, az EUROSTAT igazgatója tartott előadást az „EUROSTAT követelményrendszere és az EPROS kutatási program” címmel, bevezetőjében emlékeztetve arra, hogy ő is egyetemi katedráról érkezett a hivatalos statisztikához, ezért egyik fő feladatának a statisztikai tudomány és a hivatalos statisztika kapcsolatának javítását tekintti. Szólt arról, hogy az EU-csatlakozás milyen nagy jelentőségű esemény egy ország életében, és az EUROSTAT is és ő is személyesen támogatja Magyarországot mielőbbi belépését.

Előadásának érdemi részét két kérdés köré csoportosította. Az első részletesen érintett témakör az Acquis Communautaire (Közösségi Vímányok) bemutatása volt. Az Acquis Communautaire egyfelől az EU jogszabályainak összességét, másfelől az EU működési, adminisztrációs gyakorlatát jelenti. Az Acquis természetesen vonatkozik a statisztikára is, és tartalmazza a statisztikával kapcsolatos alapelveket, a jogi szabályozást, valamint ajánlásokat és nem kötelező egyezményeket.

Az EU-ban a statisztikai munka fő központjai továbbra is a nemzeti statisztikai hivatalok, amelyekben egyre lényegesebb a magas szintű szakmai tudás és a korszerű technika–technológia ötvözdése, hiszen a statisztikai intézményeknek is szembe kell nézniük a globalizáció, az Új Gazdaság és az információs társadalom teremtette kihívásokkal. A nemzeti statisztikai hivatalok fő feladatai továbbra is a megfelelő fogalmak, osztályozások és módszerek kidolgozása, az adatok gyűjtése és feldolgozása, valamint az információ terjesztése. Ezen munkájuk során a hivataloknak figyelembe kell venniük azokat az ismert követelményeket, amelyek biztosítják a statisztikai munka jó minőségét, és élni kell a TQM (Total Quality Management) valamennyi eszközével.

Annak érdekében, hogy a statisztikai munka minősége javuljon, a hivatalos statisztikának integrálnia kell több tudományt és azok kapcsolódó ágait. Így a statisztikának szorosan együtt kell működnie az informatikával, a matematikával, a közgazdaság- és társadalomtudományokkal, a vezetésszervezéssel és az információ-technológiával. Mindez kiemeli a statisztikai K+F-tevékenység fontosságát.

E tevékenységre az előadó példákat is hozott:

- az adatgyűjtés területén a mintavételek elméletének, a kérdőívtervezés, a számítógépes adatbevitel fejlesztése, az adminisztratív források felkutatása és integrálása vagy éppen más források (például elektronikus kereskedelem adatai) feltárása és kiaknázása;

- az adatfeldolgozás területén az automatikus editálás és imputálás, a gépi tanítás, a szezonális kiigazítások, a metaadat-kezelés, az adatbányászás, az adattárház-technológia és a feldolgozás pontosságát növelő minden egyéb eljárás fejlesztése;

- az adatterjesztésben az elektronikus terjesztési formák, az interaktív adatmozgatás, a modern visszahívásos technikák alkalmazása, a kutatói szféra jobb kiszolgálása adatokkal és a titkosság jogos védelmét szolgáló eszközök fejlesztése.

Mindezeket egybevéve úgy fogalmazott, hogy a modern hivatalos statisztika az új technológia és az új gondolkodás metszéspontjára esik. Ezért a K+F-tevékenység szerepe erősen felértékelődik, ugyanakkor, tekintve, hogy az egyes nemzeti statisztikai hivatalok és az EUROSTAT lényegileg hasonló problémákkal találják szembe magukat, indokolt az erők összefogása és a közös, de legalábbis összehangolt fejlesztés. Ez a gondolat vezetett át az előadás második témakörére, amely az EUROSTAT kutatási programjaival foglalkozott.

Az EPROS (European Plan for Research in Official Statistics) az EUROSTAT jelenlegi nagyszabású kutatási programja. A programot az indokolja, hogy a K+F költségei megnöttek, terhei egy ország számára gyakran elviselhetetlenül nagyok lennének, ugyanakkor ez a tevékenység eleve nemzetközi jellegű, és a végcél is az egységesítést teszi szükségessé. Az EPROS két fő eleme, a módszertani fejlesztés, valamint az Új Gazdaság igényelte mutatószámrendszer, a SINE (Statistical Indicators of the New Economy) kidolgozása. A EPROS kialakításakor néhány fontos alapelvet szem előtt tartottak. Ezek:

- elsősorban az egyesült európai statisztikai rendszer igényeihez kell igazodni, ám lehetőleg figyelembe kell venni minden potenciális felhasználó igényeit;

- a program egyértelműen K+F-orientáltságu legyen;

- előtérbe kell helyezni a csúcstechnológia eredményeit;

- a tevékenység jellemző módon nemzetközi és interdiszciplináris legyen.

A program megvalósítása során cél a módszerek és eszközök fejlesztése, új mutatószámok, mutatószámrendszerek kidolgozása, a meglévő eszközök alkalmazása, valamint a technológiatranszfer és a know-how-átadás.

Az új mutatószámok kidolgozásának (SINE) lényege az, hogy az egyesülő Európa információs

gazdasághoz illeszkedő statisztikai rendszert kell kialakítani. Ennek a mutatószámrendszernek tükröznie kell a társadalmi–gazdasági folyamatokat, a technológiát és mindezt a statisztika által megkövetelt keretben. Olyan mérőszámrendszer kialakításáról van tehát szó, amelyik egységes keretbe tudja foglalni a társadalom, a gazdaság, az információs szektor és a technológiai fejlődés jelenségeit bemutató statisztikákat. Ez láthatóan igen nagy feladat, és már önmagában is sokirányú K+F munkát igényel.

Ezt követően az előadó az eddigi és a jelenlegi közös kutatási programok megvalósításáról, technikai részleteiről adott lényeges információkat. Diagramokon ábrázolta azt, hogy a korábbi programok (DOSES – Development of Statistical Expert System, DOSIS – Development of Statistical Information System) és az EPROS mikor, milyen összegű támogatással működtek, amiből kiderült, hogy az EPROS minden eddiginél jelentősebben finanszírozott és megalapozottabb program. Bemutatta az EPROS jelenlegi leglényegesebb kiemelt témáit, amelyek közül megemlíti a SINE-t, a statisztikai modellezést, az adatminőség mérésére és javítására irányuló munkát, a nemzetközi harmonizációt, a vizualizációs technika fejlesztését, az adatbányászatot, valamint a titokvédelemmel kapcsolatos kutatásokat. Az előadó részletes ábrákon mutatta be az EPROS témáinak struktúráját, valamint térképpel illusztrálta a kutatásban részt vevők megoszlását. (Ez utóbbiból nyilvánvalóvá vált, hogy térségünkben eddig nem, vagy csak esetenként vettek részt ebben a programban.) Az EPROS nagyjából félidőben tart: a 2. és a 3. fázis megvalósítása most van folyamatban, és a jövőben várhatóan még két fázisra kerül sor. Az előadó a jelenleg futó programokra néhány példát mutatott be. Ilyen például az EUREDIT (Development and Evaluation of New Methods for Editing and Imputation) automatikus javításra és imputálásra irányuló, a SODAS (Symbolic Official Data Analysis System) a szimbolikus adatelemzési rendszerek kialakítására vonatkozó, az SDC (Statistical Disclosure Control) a statisztikai adatvédelmet szolgáló, valamint a TELER (Telematics for Enterprise Reporting), a vállalati adatközlést és adatátvitelt segítő kutatásokat tartalmazó program.

Végezetül szóba került a programokban való részvétel módja. Eszerint az EU és a társult országok (így Magyarország is) szervezetei rendes tagként pályázhatnak a kutatásokban való részvételre. A szervezet kifejezetten támogatja a több ország által közösen benyújtott pályázatokat. (Jelenleg a SINE programba lehetett pályázni 2001. január 15-ig, valamint a SINE és a módszertani fejlesztés témáiban egyelőre pontosan nem meghatározott 2001. évi ha-

táridővel.) Pályázni lehet gyakorlati eredmények bemutatásával, statisztikai munkacsoportok és hálózatok létrehozásával, valamint természetesen tanulmányokkal és oktatásban, képzésben való részvétellel. A pályázatokat elsősorban tudományos–technikai értékek alapján bírálják el, emellett természetesen figyelembe veszik azt, hogy a pályázat mennyiben vág egybe az EU érdekeivel, mennyire járul hozzá az EU politikájához, társadalmi–gazdasági céljainak megvalósításához, az általános európai fejlődéshez.

Az előadó azzal fejezte be előadását, hogy várják a minél szélesebb pályázói kör belépését, és ehhez megadta azokat az információs forrásokat is, ahol az érdeklődők további részletekkel találkozhatnak. Elsődlegesen ajánlta az EROSTAT honlapját, arról is a következő menüpontokat:

- IST Workprogramme 2000,
- EPROS,
 - Overview,
 - Tools and Methods,
 - SINE,
 - TTK – Transfer of Technology and Know-how,
- EEUropa,
 - Guidelines for proposers,
 - Guidelines for evaluators.

Megadott a további tájékozódás érdekében még két weblapot: <http://europa.eu.int/en/comm/eurostat/>, <http://www.cordis.lu>.

A nap másik előadását Yves Franchet, az EUROSTAT főigazgatója tartotta, az MTA Statisztikai Bizottsága által szervezett ülésen. Előadásának címe „Az Európai Unió statisztikai információigénye” volt.

Az előadás első részében bemutatta, milyen szerepet játszik a statisztika a demokratikus társadalomban. Indító gondolata az volt, hogy a statisztikai rendszer hatékony működésének legfőbb kritériuma az, hogy minél tökéletesebben kielégítse a felhasználók igényeit. A hivatalos statisztika nemzetközi nyelv és egyben kommunikációs modell is.

A társadalomban betöltött szerepével kapcsolatban idézte *Fellegi Ivánt*, aki szerint nincs demokrácia átláthatóság nélkül, és nincs átláthatóság statisztika (tegyük hozzá jó statisztika) nélkül. A statisztika eredményei közjavaknak tekinthetők, amelyeknek talán leglényegesebb jellemzője a politikamentesség. Az átmeneti országokban, ahol alakulóban van a demokrácia, különösen fontos, hogy a statisztika eredményei eljussanak az érdeklődők legszélesebb köréhez. E mellett fontos a gazdaságpolitikai döntéshozók támogatása, a parlamentek munkájának elősegítése. A statisztika a társadalmi párbeszéd fontos eszköze, a piacgazdaság elidegeníthetetlen

eszköze (mint a zavartalan működéshez szükséges információk forrása), és eszköze a társadalmi-gazdasági elemzéseknek, valamint a sokirányú tudományos kutatásoknak.

Az előadó összefoglalta a hivatalos statisztika sokszor emlegetett alapelveit, melyeket az EUROSTAT is magáévá tett. Ezeket rendezve a következőket említette:

- a statisztika legyen pontos, pártatlan, és mindenki számára hozzáférhető;
- módszereinek kialakításánál csak szigorú szakmai szempontokat vegyen figyelembe;
- fordítson gondot az adatok tartalmának, számítási módjának közzétételére (metaadatok);
- kerülje a félreértéseket, és lépjen fel a hibás értelmezések ellen;
- ne terhelje feleslegesen az adatszolgáltatókat;
- gondoskodjon arról, hogy egyedi adatok csak statisztikailag aggregált formában és csak statisztikai célra legyenek felhasználhatók;
- a statisztikai hivatalok és szolgálatok munkáját nyilvános törvényeknek vagy más jogszabályoknak kell szabályozniuk;
- a különböző statisztikai szervezeteknek országokon belül összehangoltan kell működniük;
- a statisztikai munka során figyelembe kell venni a nemzetközi szabványokat;
- törekedni kell a nemzetközi együttműködésre, hiszen ez erősíti a hazai statisztikát is.

Az előadás második része az EU-integrációról és következményeiről szólt. Korábban a statisztikai munka döntően a nemzeti statisztikai hivatalokban folyt, de az integráció előrehaladtával és főként az euró bevezetése óta az európai statisztika szerepe megnőtt. A statisztika igen fontos szerepet játszik az uniós források szétosztásában. Az EU költségvetése statisztikai információkra épül, és fontos szerepet játszik a közös agrárpolitika (Common Agricultural Policy – CAP) megalapozásában is. Ezen a ponton említette az előadó azt, hogy a csatlakozás előtti mezőgazdasági támogatást szolgáló SAPARD-rendszer (Special Accession Programme for Agriculture and Rural Development) is információkat követel (például a magyar mezőgazdasági statisztikától), ezért nagy jelentőségű az ÁMŐ és a hozzá kapcsolódó regiszterek információs értéke. Ugyancsak fontos szerepet játszik a statisztika a strukturális alapok elosztásában és a területi fejlesztések megalapozásában. Itt is említette, hogy amennyiben Magyarország részesedni kíván ezekből az alapokból, meggyőző területi adatokat kell szolgáltatnia.

Ezt követően arra tért ki a főigazgató, hogyan működik az európai statisztikai rendszer (ESS – European Statistical System). Ez a rendszer területi-nemzeti-közösségi szinteket von össze és ezek együtteseként működik.

Fő célkitűzései az alábbiak:

- szabványok, standardok készítése, megvitatása, terjesztése;
- ellátni az EU és a tagállamok vezetését statisztikai információkkal;
- terjeszteni a statisztikai információkat nem csupán a kormányzati szférában, hanem eljuttatni azokat a közösség minden országának egyéb szereplőjéhez is;
- támogatni és fejleszteni a tagállamok nemzeti statisztikai rendszereit.

Ezen célok elérése érdekében biztosítani kell a közösségi prioritásokat az adatgyűjtésben, ugyanakkor legnagyobb mértékben fel kell használnia mindazokat az eredményeket, amelyeket a tagállamok statisztikai szolgálatai állítanak elő. A bemutatott alapelvekből következően figyelemmel kell lenni az adatszolgáltatókra, azok terheinek lehetőség szerinti mérséklésére, és eszközeivel támogatni kell az adatokhoz való hozzáférést minden szinten.

Az európai statisztikai rendszer a korábban említett alapelvekből következően még több fontos tényezőt is figyelembe vesz. Ezek egyike: törekszik arra, hogy a nemzeti statisztikai hivatalok és az EUROSTAT egymás munkáját a lehető legnagyobb mértékben kiegészítsék, hiszen ezt követeli meg a hatékony működés. Törekszik jó együttműködést kezdeményezni, illetve támogatni a tagországok között, segíti és támogatja a közös fejlesztést és képzést, aminek érdekében gyakran szervez munkaértekezleteket, konferenciákat, szemináriumokat. Az európai statisztikai rendszer legfontosabb szervezetei a Statisztikai Program Bizottság, a Pénzügyi és Fizetési Mérleg Statisztikai Bizottság és még több más bizottság (melyek rendszeresen szervezik az egyes rendezvényeket), valamint a központi szerepet betöltő Kormányzó Bizottság és annak tanácsadó szervei.

Az európai statisztikai rendszer fontos célkitűzése a minőség javítása, amit a teljes minőségmenedzselés (TQM) segítségével kíván elérni. Elkészítették a Qualitat tervet, amely összegzi az EUROSTAT minőségi követelményeit és azokat az eszközöket, amelyekkel ezeket elérhetőnek látják. Ennek fő elemei az adatbázisok jobb szervezése és kiépítése, a felhasználói igények gyorsabb és pontosabb felmérése és kielégítése (például CD ROM vagy Internet útján), a jobb, pontosabb, megbízhatóbb termékek előállítására, valamint a statisztikai munka hatékonyságának javítása (például az oktatás, a belső szervezethez stb. javításával).

Ezt követően arra tért ki az előadó, hogyan kezeli az EUROSTAT a csatlakozni kívánó országokat. Mondanivalóját azzal vezette be, hogy az EUROSTAT érdekelt a mielőbbi bővítésben. Bemutatta, hogy 1991-től van rendszeres kapcsolat az

EUROSTAT és Magyarország között, és 1997 óta már kialakult, megállapodott partneri viszonyról beszélhetünk. A csatlakozásokat előkészítő tárgyalások 31 fejezete közül egyet szentelnek a statisztikának. Ennek tárgyalása során tájékozódik az adott országban érvényes törvényi szabályozásról, értékeli az alkalmazott módszereket és a kialakult gyakorlatot. (Ezt a szakaszt nevezik screening-nek.) Jelenleg Magyarország és néhány tagjelölt ország ezen már túl van. A felismert problémák megoldásához az EUROSTAT tapasztalatok átadásával, képzéssel, metodikák átadásával és lefordításával stb. széles körű segítséget ad.

A screening során kiderültek a magyar statisztika erős és gyenge pontjai. Az előadó erősnek ítélte a statisztikai infrastruktúrát, a jelentős statisztikai hagyományokat, a jól képzett személyi állományt, valamint azt, hogy jó a Központi Statisztikai Hivatal együttműködése a statisztikai szolgálatban részt vevő egyéb intézményekkel. Erősnek ítélte a demográfiát, a társadalomstatisztikát, a közlekedéstatisztikát, a külkereskedelmi statisztikát, és megemlítette, hogy a gazdaságstatisztika példás gyorsasággal igazodott a gazdaság gyorsan változó körülményeihez. Javítandóként említette a mezőgazdasági és a területi (regionális) statisztikát, amelyek a közösségi munka előterében állnak, de arra is utalt, hogy sokat várnak az AMŐ eredményeitől, és ezeken a területeken a felzárkózás munkáját állandó EUROSTAT tanácsadó is segíti. Ugyancsak javítandónak tekinti a pénzügystatisztikán belül az egyes negyedéves statisztikákat és az államháztartással foglalkozó sta-

tisztikai munkát is. Összességében azonban a magyar statisztikát jól felkészültnek ítélte meg.

Végezetül, mintegy összefoglalásként és a jövőre való utalás gyanánt a hivatalos statisztika előtt álló kihívásokat foglalta össze. Ilyen kihívást jelent a globalizáció, ami gyors, hálózaton (is) elérhető, esetleg interaktív információáramlást követel meg, ugyanakkor számos új kérdést vet fel. Ilyen például az, hogy a nemzeti statisztikai hivatalok által szolgáltatott információknak ki a tulajdonosa, és meddig lehet és szabad elmenni ezeknek az információknak a szabad terjesztésében? Meddig terjednek azok a felhasználói igények, amelyeket jogosnak lehet elismerni? Az eddigi árpolitika (az információ termék, amiért fizetni kell) mennyiben tartható, és általában milyen forrásokból fedezhető az információk előállítás? Kihívást jelent az Új Gazdaság, az e-Economy, ahol az *e* (elektronika) a gazdaság és a társadalom minden területére behatol. Mit fog mindez jelenteni az adatelőállításban, a terjesztésben, hogyan módosítja a tudomány (és a statisztikai tudomány) eszközeit, lehetőségeit? Ilyen és hasonló kérdések sora vehető fel, és bár ezek okozhatnak kétségeket, nehézséget, sok megoldandó feladatot, tudomásul kell venni, hogy megállíthatatlan folyamatról van szó, és a statisztikának alkalmazkodnia kell ehhez a folyamathoz.

Záró gondolatként Yves Franchet főigazgató reményét fejezte ki, hogy a magyar statisztika és a magyar statisztikusok az EU-n belül mielőbb szerepet vállalnak ezeknek a nehéz, de szép feladatoknak a megoldásában.

Hunyadi László

NÉGY EU-ORSZÁG STATISZTIKAI SZOLGÁLATA

Az EUROSTAT keretébe tartozó négy ország (Németország, Olaszország, Hollandia és az Egyesült Királyság) statisztikai szolgálatának működését mutatja be a *Courrier des statistiques* c. folyóirat 1999. évi 91–92. tematikus száma. Az egyes tanulmányok egy-egy ország statisztikai rendszerét tekintik át, míg *Alain Désrosières* átfogó összehasonlító elemzést ad közre, melyben nem kis mértékben támaszkodik *Georges Alsnak* az EUROSTAT részére készített korábbi tanulmányára.

A. Désrosières a különböző publikációs ismeretek túl az egyes országok statisztikusainak személyes információcseréjére is alapozza mondanivalóját, melynek fő témája a statisztika minőségének összehasonlíthatósága. Véleménye szerint ezt erősen befolyásolják az országok eltérő szervezeti és kulturális hagyományai, továbbá nem kis mértékben a statisztikus szakma helyi fejlettsége is. Nagyok a

különbségek a statisztikusok képzésében, az oktatás súlypontjában is (például egy helyen csak statisztikai módszereket, másutt elemzést is tanítanak).

A szerző a statisztikai szolgálatok működése szempontjából fontosnak tartja azt, hogy főként végterméket (elemzett adatokat), vagy közbülső terméket (ezt a közgazdászok, társadalomelemzők használják fel) szolgáltatnak-e. Ebből a szempontból a szolgáltatás lehet vegyes jellegű (például a francia Institut National de Statistiques et des Études Économiques – INSEE), lehet piacorientált (ilyen a svéd és az angol), avagy domináns lehet az adminisztratív funkció (mint a német statisztika esetében).

Fontos a mikro- és a makrostatisztika integrációja (erre jó példa a holland szolgálat). Meghatározó lehet az SNA szerepe (ez a francia helyzetre jellemző), vagy lehetséges, hogy ez csak az integráció fő tényezője (mint a holland statisztikában). Nem mel-

lékes az adminisztratív regiszterek szerepe (ez a dánoknál jelentős). Több statisztikai szolgálat célja az, hogy „azonos nyelven beszéljenek” a különböző területeken dolgozó statisztikusok, tehát összehangolt módszertan érvényesüljön (erre a kanadai és az ausztrál példa jellemző).

A statisztikai szolgálat eredményességét befolyásolja a tisztán módszertani szakemberek és a vizsgált terület szakértői közötti kapcsolat. A módszertanosoknak (metodológusoknak) meghatározó szerepük van a reprezentatív mintavételeknél, a kérdőívek összeállításában, az adatok megjelentetésében. Nem létezik azonban olyan probléma, amelyet a felhasználók bevonása nélkül sikeresen meg lehet oldani. A felhasználók és a módszertani szakértők kapcsolata példamutató Hollandiában. Ugyanis a tisztán technikainak tűnő problémáknak is van politikai, gazdasági, szociológiai vetülete. Jó példája ennek a mikro- és makrokapcsolatok esete.

Fontos eleme a statisztikai munkának a kereslet, amely különböző csatornákon át jut el a statisztikai szolgálatig. Hasznos közvetítői lehetnek a különböző Statisztikai Tanácsok (ilyen működik többek között az INSEE mellett), a marketingtevékenységek eredményei. E téren is eltérő az egyes országok gyakorlata.

Napjaink egyik lényeges kérdése a jól képzett statisztikus-utánpótlás biztosítása. Ezt elősegítheti az egyetemek statisztikai tanszékeivel való formális és informális kapcsolat. Emellett jelentős az is, hogy a statisztikus pályán indulók számára milyen érvényesülési lehetőséget ad a szolgálat. Németországban például eltérő a szövetségi hivatalban és az egyes államokban dolgozó statisztikusok helyzete. Országoként másként értékelik a KSH-n kívüli publikációs tevékenységet. A statisztikus szakma megbecsülése sem azonos. Az angol nyelvterületen például anyagilag és szakmailag egyaránt kevesebbre értéklik a statisztikusokat, mint a közgazdászokat.

A statisztikai szolgálat munkájának szervezeti felépítése lehet központosított, vagy különböző szempontból decentralizált. A holland hivatal erősen centralizált, a németeknél a régiók statisztikai szolgálata jelentős, a francia INSEE adminisztratív szempontból részben, regionális szinten pedig erősen decentralizált. Vannak bonyolultabb felépítésű statisztikai szervezetek, ilyen az olasz és a spanyol. Természetesen ezek a megoldások is függenek az ország közigazgatási felépítésétől.

Három országcsoport különböztethető meg:

- az EU-tagországok és ehhez közel állók (mint Norvégia);
- a fejlett statisztikájú Európán kívüli országok (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Új-Zéland, Japán, Kína stb.);
- a fejlődő és az EU-tagságra készül országok.

Az első két csoportba tartozók jelentős statisztikai hagyománnyal rendelkeznek, ezeknél a nemzetközi adatok, és a matematikai statisztika felhasználása egyaránt általános. 1980 óta az EU keretében erősödött ugyan a harmonizáció, de egyre inkább előtérbe kerül a nemzeti hagyományok figyelembe vétele is. E két érdek összehangolása elsősorban nemzeti téma, bár egyes tapasztalatok az országok között átadhatók.

A statisztikai szolgálatok piaci kapcsolatait intézhetik a hivatalon belüli részlegek, vagy szakosított külső ügynökségek. Felmerült az is, hogy ennek oktatásában milyen szerepet vállaljanak az egyetemek.

Végül a tanulmány a statisztikai szolgálatok vezetőinek (vezérigazgató, főstatisztikus vagy elnöki minőségben) képzettségi hátterét is vizsgálja, ez országonként ugyancsak különböző. Az angol és a svéd hivatal menedzsmentje az utóbbi tíz évben a nagy magáncégekéhez kezd hasonlítani.

Az egyes országok statisztikai szolgálatát bemutató tanulmányok közül a német statisztikát *Cécile Lefèvre* ismerteti. A német statisztikai szolgálat meglehetősen hosszú múltra tekint vissza, már 1805-ben létrejött először Poroszországban, majd más tartományokban is az első statisztikai hivatal. A statisztikai munka az országon belül fokozatosan nyert teret, míg végül 1871-ben, Berlinben már császári statisztikai hivatalt hoztak létre, amely az egyes országgrészek statisztikai hivatalainak tevékenységét koordinálta.

Az 1997. évi állapot szerint – tehát már jóval a német egyesítés után – a statisztikai hivatal 3100 főt foglalkoztatott, ezek 12 százaléka részmunkaidőben dolgozott, négy beosztási fokozatban. A legfelső beosztási fokozaton az alkalmazottak 11 százaléka, a felső fokozaton 29 százaléka, a középső szinten 56 százaléka és egyszerű munkában mindössze 4 százaléka talált alkalmazást. A legfelső fokozatokat természetesen a diplomások töltötték be (köztük akadémikusok is vannak), túlnyomó többségük közgazdász, de más jellegű végzettséggel is rendelkeznek, például matematikusok, informatikusok, szociológusok, jogászok, sőt geográfus, orvos, agronómus, mérnök és környezettudományokkal foglalkozó szakember is található közöttük. A második kategóriában, a felső fokozatúak között általában legalább érettségizettek találhatók, akiknek nagyrésze pályakezdő, és lehetőséget kapnak továbbtanulásra is. A középső fokozatban dolgozók legalább tíz iskolai év végzettséggel rendelkeznek, de vannak közöttük érettségizettek is, és vannak, akik statisztikai tanfolyamot végeztek, vagy az informatika, a kommunikáció, a számvitel terén végeztek hosszabb-rövidebb tanulmányokat. A legegyszerűbb munkát végzők között a fizikai foglalkoztatottak foglalnak helyett.

A tartományok (Länder) statisztikai állománya 9 ezer fő körül van, hasonlóképpen kategorizálva, országonként is és a központi apparátustól is eléggé eltérő struktúrában. A statisztikai szolgálatot tehát a 16 tartomány és a föderáció statisztikai hivatala együtt, mintegy 12 ezer fővel látja el, munkájuk szakmailag koncentrált, ugyanakkor regionálisan decentralizált.

A Föderációs Statisztikai Hivatal (Statistisches Bundesamt) élén 1999. július 1-jén az elnök állt egyetlen elnökhelyetttel. A hivatal adminisztratív vezetésén kívül kilenc szakmai igazgatóság működik tevékenység szerinti felosztásuk a következő:

I. Igazgatóság: a szövetségi statisztika koordinációs kérdései, a statisztika kutatása, fejlesztése, a tájékoztatás, az információ-szolgálat, ezen belül külön a Berlinben létesítendő információ-szolgálat a sajtókapcsolatokkal, könyvtárral és a havi folyóirat kiadásával.

II. Igazgatóság: informatika, matematikai statisztika, és ennek fejlesztése, az informatikai szolgálat.

III. Igazgatóság: a nemzetgazdasági mérlegrendszer és a foglalkoztatottak számbavétele input-output mérlegek, az SNA szatellit mérlegei, és a témába tartozó nemzetközi összehasonlítások.

IV. Igazgatóság: a konjunktúra és a termelés megfigyelése, a gazdaság és a környezet, az ipar, és az energia-szolgáltatás, a vállalkozások statisztikájának számbavétele és ezek osztályozása.

V. Igazgatóság: a kereskedelem, a közlekedés, szállítás, idegenforgalom.

VI. Igazgatóság: az árak, a bérek, a pénzügyi statisztika, (mind az államháztartás, mind a vállalkozások szintjén).

VII. Igazgatóság: a népesedéstatisztika, az oktatás, a kultúra, az igazságszolgáltatás statisztikai számbavétele, a lakás- és építménystatisztika.

VIII. Igazgatóság: az egészségügyi és a szociális statisztika, a környezetvédelem, a kohászat, a külkereskedelem, az építőipar statisztikája, valamint a szolgáltatások néhány ágazatának statisztikai megfigyelése.

IX. Igazgatóság: a mezőgazdaság számbavétele, a foglalkoztatások rendszeres megfigyelése, a munkaügyi reprezentatív mintavétel, a háztartási számbavétel, az informatikai ellátás mutatószám-rendszere, valamint a nemzetközi kooperáció.

A statisztikai munka koordinálásában nagy szerepe van a Statisztikai Tanácsnak, hiszen a statisztikai törvény értelmében ebben a tartományok statisztikai szolgálatának vezetői is részt vesznek. A Központi Statisztikai Szolgálatnak igen jelentős a szerepe az európai harmonizáció közvetítésében az egyes országok statisztikai szolgálatai felé, amelyek korábban nagyobb befolyással látták el a helyi vezetés igényeit, miközben a központi feladatoknak is eleget tettek. 2000–2001-től azonban már harmonizált módon kell eleget tenniük az Európai Unió igényeinek is. Ennek a harmonizációnak elsősorban a némenklatúrák területén, a kérdőívek és a mutatószám-rendszerek körében kell érvényesülnie.

A harmonizációt nagymértékben segíti a Központi Statisztikai Szolgálat keretében működő kutatási és fejlesztési intézet, amelynek fő feladata a statisztikai módszertan továbbfejlesztése, ennek keretében a harmonizáció biztosítása is. Az intézet, mindössze 20 főt foglalkoztat, akik között 12 magas képzettségű diplomás szakember van. Az intézet három jelentős feladata: 1. a Statisztikai Hivatalon belül és kívül egyaránt ösztönözni a statisztikai kutató tevékenységet. Ez azt jelenti, hogy kutatással és fejlesztéssel nemcsak ez az intézet foglalkozik, hanem Németország területén jó néhány más szervezeti egység is, ezek koordinációja a Statisztikai Hivatalhoz rendelt intézet feladatkörébe tartozik; 2. koordinálnia kell az intézetnek a módszertani jellegű megfigyeléseket, azaz a hivatal keretében végzendő statisztikai megfigyelések módszertanát éves szinten koordinálja az intézet az egyes országokban kialakított módszertanok megtartása mellett; 3. a statisztika jövőbeli fejlesztése. Minden új típusú feladat vagy kezdeményezés az intézet keretébe fut be, és itt történik az új típusú kérdőívek, munkafolyamatok, koncepcióváltások ellenőrzése és összehangolása házon belül és kívül egyaránt.

Az előzőkből világosan következik, hogy az adatok azonos módszerekkel történő megfigyelése a Statisztikai Hivatalon belül elsősorban ennek a viszonylag kis létszámú, de igen képzett munkatársakból álló intézetnek a feladata. A koordináció azonban ennél is többet jelent, hiszen a központi bankkal (Bundesbank), az államigazgatás munkaügyi és más szervezeteivel is kapcsolatot kell tartani a módszertanok egységesítése érdekében. Ezzel a Statisztikai Tanács munkáját is segíti az intézet.

A német statisztikai szolgálat előrelátására jó példa az, hogy már 1996-ban megtervezték az 1996 és 2004 közötti időszak mikrocenzusainak rendszerét. Ez azt jelenti, hogy az alapmegfigyelés az egyes években 1 százalékos mintavételen alapul és ez vonatkozik a lakosságon belül a személyekre, a háztartásokra, a nemzetiségekre, a jövedelmek forrásaira és azok növekedésére, az iskolázottsági fokra, a foglalkoztatásra, az aktivitásra, a munkakeresésre stb. Ennek a mikrocenzusnak van egy 0,5 százalékos kiegészítő programja, amely a szakképzettségről és a szakmai színvonalról gyűjt adatokat, a múltbeli aktivitásról a jelenlegi és a megfigyelés előtti időszakra vonatkozóan is tartalmaz néhány fő indikátort. Az 1 százalékos mintavétel évei: 1996, 2000, 2004 a legfontosabb kérdésekre vonatkozóan. Az 0,5 százalékos mintavétel 1997-re és 2001-re vonatkozik, az egészségi állapot, a gondozási igény kérdéskörében 1999-re és 2003-ra. A mikrocenzus keretében 1996 óta 8 ezer számlálóbiztosított foglalkoztattak. Termé

szetesen ez decentralizált rendszerben működik, és pedig 123 regionális egység bontásában. Külön figyelmet érdemel, hogy – terveik szerint – a szociális támogatási igényre nagyobb figyelmet fognak fordítani a mikrocenzusok keretében, erre részben a biztosítási rendszer, részben az ország lakosságának előregedése miatt van igény.

Olaszország statisztikai rendszerét *René Hallu* ismertette. Az olasz statisztikai szolgálatnak is voltak előzményei, de az Olasz Statisztikai Intézet (Istituto Centrale di Statistica – ISTAT) Európa fiatalabb hivatalai közé tartozik, hiszen 1926-ban hozták létre. 1989-ben ezt nemzeti hivatallá szervezték át, és ennek keretében létrejött a nemzeti statisztikai rendszer a SISTAN (Sistema Statistica Nazionale). A rendszert jogilag az 1989. évi 322/89 számú törvény alapozta meg.

A rendszert segíti a Statisztikai Információ Tanácsa, amelyben képviseltetik magukat az egyetemek (6 professzor), a regionális statisztikai igazgatók, és más központi intézmények statisztikai szervezetei is. Ez a tanács hagyja jóvá a nemzeti statisztikai programot, a tanács ülésein az ISTAT elnöke rendszeresen részt vesz. Speciális gyakorlata az olasz statisztikának, hogy éves jelentését a statisztikai tanács a parlamentnek nyújtja be.

Az ISTAT keretében 1998. december 31-én 2377 fő dolgozott, közülük 231 fő a régiókban. Emellett a statisztikai szolgálatnak más területen is működnek egységei, országosan több mint 8800 fő foglalkozik főhivatásként statisztikával.

Az olasz statisztika jellemzői a következők:

- a hagyományos adatgyűjtések, adatfeldolgozások és közlések mellett nagy figyelmet fordítanak a konjunkturális elemzésekre, ez az SNA adatai mellett számos más adatforrásra is támaszkodik;

- Olaszországban 20 régió található, meglehetősen nagy autonómiával, és saját regionális statisztikai szolgálattal. Ezek azonban kötelesek beszámolni az ISTAT-nak és az ISTAT pedig felelős az adatok minőségéért, összehangolásáért és harmonizálásáért;

- a látszólag igen kis (231 fős) létszám megoszlik 18 regionális szolgálatra, ezek azonban elsősorban az adatgyűjtések összehangolásáért felelősek, hiszen Olaszországban további regionális részletekben működnek statisztikai szolgálatok (1996 végén a 100 ún. prefektúrából 92-ben volt 3–4 fős statisztikai szolgálat). Ugyanakkor ez a 100 regionális egység maga is gyűjt adatokat (az előbb említett összekötő szolgálatok koordinációja mellett) a saját céljaira. Mindez azt jelenti, hogy a 8800 fön belül több mint ötezen végzik a tevékenységeket a regionális egységek szintjén (különböző szolgálatok keretében).

Az olasz nemzeti statisztikai programban az 1999 és 2001 közötti időszakra 483 adatfelvételt, emellett 346 már meglévő adatforrásból nyert információ újrafelhasználását és 156 speciális témájú

projektet terveztek. A népességi és a gazdaságstatisztikai adatfelvételekért elsődlegesen az ISTAT felelős, mind a módszertan, mind pedig a publikációk terén. Ugyanakkor vannak olyan területek, ahol megosztott a felelőssége (például a társadalmi vagy környezeti kérdésekben).

A vezetés feladata Olaszországban az ISTAT elnöke és vezérigazgatója között oszlik meg. Az elnök szerepe kiemelkedő. Ő elnöklí az ISTAT-hoz rendelt tanácsot, a központi igazgatóságot, felügyeli az intézet főosztályait. Elnöknek mind ez ideig csak egyetemi tanárt neveztek ki, a kinevezés joga az olasz köztársasági elnök kezében van a minisztertanács elnökének javaslatára. A kinevezés négy évre szól és egyszer hosszabbítható meg.

A vezérigazgató a közvetlen felügyeletet és a tevékenységek tudományos technikai és adminisztratív koordinációját látja el. Személyében felelős az intézet munkájának a tervezéséért, az ellenőrzéséért, a nemzetközi tevékenységekért. Ez azt is jelenti, hogy az ISTAT-ot általában a vezérigazgató képviseli. Megbízatása öt évre szól, és az ISTAT tanácsa hagyja jóvá a megújítását, ha az elnök ezt javasolja.

Az ISTAT fontosabb feladatai a következők:

- minden év végén nyilvánosságra hozzák az adatközlések naptári tervét, a következő időszakra vonatkozóan;

- a sajtó számára rendszeresen bulletineket adnak ki, amelyek egyidejűleg megjelennek az Interneten;

- az Internet használatát már 1996 óta évről évre szélesítik, a legfontosabb adatokat szinte naprakészen tartják, ugyanakkor közlik a nemzeti statisztikai programot is, valamint az ISTAT folyóiratát;

- a sajtónak az ISTAT kéthavonként ingyenesen szolgáltat összefoglaló jellegű információkat, ún. feljegyzéseket;
- a gyorsjelentések tartalmazzák a legfrissebb adatokat, meglehetősen összevontan;

- az éves jelentések általában könyv alakban jelennek meg és könyvkereskedelmi forgalomban állnak a nyilvánosság rendelkezésére;
- az egyes vállalkozások, a regionális szervezetek 1995 óta közvetlenül is hozzájuthatnak információhoz;

- minden második évben országos statisztikus konferenciát szerveznek, a szakma tájékoztatására.

Az ISTAT publikációit témakörök szerint 15 csoportba osztják. Az olasz statisztikai tájékoztatás az adatközlések mellett elemző jellegű műveket is közre ad. Elég gyakori ma már a számítástechnikai adathordozón való közlés, de megmaradt a nyomtatott forma is.

Az olasz statisztikában is – mint bárhol másutt – nagy szerepet játszanak a regiszterek, melyek felhasználásában a személyiségi jogok védelmét törvény szabályozza.

A holland statisztikáról Alain Désroisères számolt be. A holland Központi Statisztikai Hivatal (Central Bureau vor de Statistiek – CBS) a kilenceve

nes évek elején jelentős mértékben megújult. Bár a statisztikai informatika terén a CBS már a hatvanas évek elején is a kezdeményezők közé tartozott, 1985 óta a Hivatal minden alkalmazottjának személyi számítógép áll rendelkezésére, a kilencvenes évek mégis számos új és nagy jelentőségű elemet hoztak a statisztikai munkába. Ez egyrészt megnyilvánul a számítógép alapú telefoninterjúkban, ami nagymértékben megkönnyíti az adatok felvételét, másrészt a számítógép alapú személyes adatfelvételekben, ami ugyancsak lényeges egyszerűsítő elem.

Az informatikai fejlesztés együtt járt a statisztika integrációjával, valamint az ország statisztikai apparátusának centralizációjával. Ez utóbbit az jelentő, hogy Hollandiában egyetlen minisztériumnak sincs saját statisztikai szolgálata, de nincs a regionális adminisztratív egységeknek sem, hiszen a statisztika minden ágát a CBS központilag dolgozza fel és szolgáltatja.

Ez nagy felelősséget ró a központi apparátusra, hiszen az adatoknak időben kell mind az ágazati minisztériumokhoz, mind a területi apparátus vezetőihez elérniük. Ebben igen nagy jelentősége van az EDI (Electronic Data Interchange) bevezetésének és sikeres működésének. Ennek egyik jelentős projektje a vállalati számviteli adatok gyűjtése, valamint ezek több célú felhasználásra történő előkészítése, feldolgozása. A EDI-rendszer alkalmazásában a holland statisztikusok eredményei példamutatók, igen nagy időmegtakarítást értek el, és a felhasználók elégedettek vele.

Az integráció a mikro- és a makroszféra adatait illetően is érvényesül. Jó példa erre a társadalomstatisztika, ahol ez a kapcsolat már 1996-ban létrejött a begyűjtött adatok terén. A hagyományos nemzetgazdasági számviteli rendszerén belül jelentős továbblépés a különböző statisztikai alrendszerek összehangolt integrálása, ez nemcsak a mikro- és a makro-, hanem a közönséges mezőszférában is érvényesül.

Az EUROSTAT-tal összehangolt feladatteljesítés mellett a holland statisztika megtartotta azt a speciális profilját, amely a kiemelkedően nagy vállalatok egyedi elemzéseiben öltött testet már évek óta, és amely nem mindig csak a harmonizált, hanem más indikátorokkal is dolgozik.

Végül *Véronique Alexandre* ismerteti a kiadványban az Egyesült Királyság statisztikai rendszerét. Bemutatja a jelenlegi statisztikai szolgálat múltját, amely 1840 óta követhető nyomon, bár már 1837-ben is volt olyan általános regiszterhivatal, amely a statisztikai szolgálat elődjének tekinthető.

A jelenlegi hivatal, az előzőtől eltérő formában, 1996. április 1-jén jött létre ONS (Office for National Statistics) néven, a korábbi Központi Statisztikai Hivatal és a Népesedési Statisztikai Hivatal egyesítéséből.

A hivatal négy nagy igazgatási egységre oszlik, ezek a következők:

- Gazdaságstatisztikai Igazgatóság,
- Módszertani és Minőségi Igazgatóság,
- Társadalomstatisztikai Igazgatóság és az
- Adminisztratív Regisztrációs Szolgáltatások Igazgatósága.

A felsorolásból is látszik, hogy szakmai szempontból az első háromnak van meghatározó jelentősége. A ONS vezérigazgatója egyúttal vezetője a kormány statisztikai szolgálatának (Government's Statistical Service – GSS) is. Az Egyesült Királyságban is működik egy statisztikai tanácsadó testület, amely körülbelül ugyanazokat a feladatokat látja el, mint az előzőekben említettek. A kormánystatisztikai szolgálatban több mint ötezer fő tevékenykedik négy hierarchikus szinten. Közülük 600 diplomás statisztikus, ezek harmada az ONS keretében látja el munkáját.

Az Egyesült Királyság felépítésének megfelelően külön szervezeti egységek működnek Skóciában, Walesben, valamint Észak-Írországban. A ONS látja el a módszertani publikációs feladatok koordinálását ezek között az egységek között is. A kormányzati statisztikai szolgálat eléggé decentralizált, a különböző minisztériumoknak saját statisztikai tevékenységük van, ezeket a GSS szervezeti keretén belül koordinálják. A GSS minden évben kiad a nyilvánosság számára ismertetőt a statisztikai tevékenység várható eredményeiről a következő évben. Így például 1999 novemberében jelent meg egy olyan ismertető, amely a 2000-es év feladatait foglalta magában.

Az Egyesült Királyságban a regisztereket erre specializált szervezet hozza létre. Az ágazati statisztikákkal nagyrészt a minisztériumok foglalkoznak, a koordináció és a harmonizáció az ONS feladatkörébe tartozik.

Tekintettel arra, hogy az ONS-nak, valamint a GSS-nak közös vezetője van, ez azzal az előnnyel jár, hogy az alkalmazott módszereknek van megfelelő vitafóruma. Az elmúlt években több ilyen vita is nyomon követhető volt a folyóiratokban (például a háztartásstatisztika megújításáról).

Nyitrai Ferencné dr.

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZEMÉLYI HÍREK

Felmentés – megbízás. *Dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Turkovic Barnabástól* a Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóság vezetésére adott megbízását – nyugdíjazása miatt – 2000. december 30-ai hatállyal visszavonta; *dr. Kapros Tibornétól* a Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóság igazgatóhelyettesi teendőinek ellátására adott megbízását 2000. december 30-ai hatállyal visszavonta, és 2000. december 31-ai hatállyal megbízta az Igazgatóság

igazgatói teendőinek ellátásával; *Lednyvári Lászlót* 2000. december 31-ai hatállyal megbízta a Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóság igazgatóhelyettesi feladatainak ellátásával.

Címadoományozás. A Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Szabó Tibornak*, a Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóság osztályvezetőjének 2001. január 1-jei hatállyal *statisztikai tanácsadói* címet adományozott.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Jubileumi jutalmak. Köszölgélati jogviszonyban töltött idejük alapján 2000. október, november, december hónapokban a következő dolgozók részesültek jubileumi jutalomban.

40 éves szolgálatért: *Dajka Józsefné* (Nemzeti Számlák főosztály), *Mészáros Geyza* (Társadalomstatisztikai főosztály), *Moravcsik Gézőné* (Műszaki és Ellátási főosztály), *Szatmári Lászlóné* (Iparstatisztikai főosztály).

30 éves szolgálatért: *Farkas Ferencné* (Jogi és Igazgatási osztály), *Gránicz Sándorné* (Népszámlálási főosztály), *Probocskai Endréné* (Mezőgazdasági Statisztikai főosztály), *Szegedi Péterné* (Pénzügyi főosztály), *Szűcs Zoltán* (Népszámlálási főosztály).

25 éves szolgálatért: *dr. Fehér Lajos* (Nemzeti Számlák főosztály), *Gáspár Józsefné* (Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat), *Hosszú Sándorné* (Pénzügystatisztikai főosztály), *Oláh Botondné* (Műszaki és Ellátási főosztály), *Perjés Zoltánné* (Informatikai főosztály), *Rába Judit* (Tájékoztatási főosztály).

„**A népszámlálások 2001 után**” címmel Párizsban tartott értekezletet 2000. november 20. és 21. között az INSEE és az EUROSTAT. Az elhangzott előadások egyrészt összefoglalták a népszámlálás szerepéről, adatgyűjtési technikáiról, a földrajzi információs rendszerek (GIS) alkalmazásáról, az ada-

tok közléséről és felhasználásáról kialakult tapasztalatokat, másrészt vázolták az adatok felhasználására és a klasszikus népszámlálási eljárások helyettesítésére vonatkozó jövőbeli tendenciákat.

Az értekezleten a Központi Statisztikai Hivatalt *Rózsa Gábor* főosztályvezető-helyettes képviselte, aki az adatok közlésével foglalkozó szekció elnöki tisztét is ellátta.

Tudományos ülés. Az MTA Statisztikai Bizottságának Tudományos és Oktatási Albizottsága 2000. december 5-én ülést tartott, melyen *Vargha András*, az Eötvös Loránd Tudományegyetem docense tartott előadást „Statisztikai módszerek alkalmazása a pszichológiában” címmel. Az előadó az általa készített MiniStat elnevezésű program bemutatásával ismertette azokat a statisztikai módszereket, amelyek szakterületén a leggyakrabban előfordulnak.

Az előadást vita követte, amelyen a felszólalók áttekintették és összegezték azokat a módszertani egybeeséseket és eltéréseket, amelyek a két szakterület (pszichológia, illetve társadalom- és gazdaságtudomány) statisztikáját jellemzik. *Herman Sándor* docens, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi tanára, az ülés elnöke összefoglalójában kiemelte, hogy az előadás egy olyan sorozat része volt, mely az egyes szaktudományok statisztikusait

kívánja közelebb hozni egymáshoz és megítélése szerint e találkozó jól szolgálta a kitűzött célt.

Könyvkiadás a KSH-ban. A Hivatal vezetése évek óta foglalkozik azzal a gondolattal, hogy előmozdítsa a statisztikai tárgyú szak- és tankönyvek kiadását. Ennek érdekében *dr. Mellár Tamásnak*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökének kezdeményezésére 2000. december 11-én megalakult a Kiadói Tanács, mely a könyvkiadás szakmai hátterét hivatott előkészíteni.

Az alakuló ülésen a Hivatal elnöke bevezetőjében kifejtette, hogy a statisztikai tudomány és a hivatali munka színvonalának emelése egyaránt szükségessé teszi azt, hogy a könyvkiadás szervezett, áttekinthető módon, megfelelő szakmai ellenőrzéssel beinduljon. A Központi Statisztikai Hivatal felkutatja azokat a forrásokat, amelyek lehetővé teszik, hogy a Hivatal ezen a területen egyfajta mecénatúrát vállaljon. Ily módon a kiadás során – bár a költségta-
rékosság fontos szempont – nem az adott könyv piacképessége, hanem szakmai értéke lehet a döntő szempont, azaz olyan könyvek is megjelenhetnek, amelyek csak egy szűkebb szakmai kör számára tartalmaznak hasznos és értékes információkat.

Az ezt követően megalakult a Kiadói Tanács elnöke *Rappai Gábor*, a Pécsi Tudományegyetem docense, titkára *Dobokayné Szabó Orsolya*, a *Statisztikai Szemle* osztályvezetője, tagjai: *Besenyei Lajos*, a Miskolci Egyetem rektora, *Éltető Ödön*, a KSH ny. főosztályvezető-helyettese, *Hunyadi László*, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője és *Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese lett.

Rappai Gábor, a Kiadói Tanács elnöke ezután ismertette a könyvkiadásra vonatkozó elképzeléseit. Ezek között szerepelt egy olyan könyvsorozat elindítása, mely pótolni kívánja a magyar szakirodalom terén az utóbbi években tapasztalt növekvő hiányosságokat. Véleménye szerint az elkövetkező években elsősorban a statisztika egyetemi oktatásához kapcsolódó öt könyv sorozatban való kiadása a legfőbb cél. E sorozaton kívül, mely a tervek szerint „A társadalom és a gazdaság elemzésének statisztikai módszerei” címmel jelenik meg, még más, megfelelő szakkönyv kiadását is támogatni kívánják.

A Tanács az ülés további részében megvitatta a nyomdai ajánlatokat, döntött a beindítandó sorozat formai megjelenéséről, majd egyéb adminisztratív ügyeket tárgyalt.

Az Általános Mezőgazdasági Összeírás újabb kötetei. Magyarország állatállományáról ad átfogó képet az Általános Mezőgazdasági Összeírás (ÁMÖ)

adatait összefoglaló kiadvány, mely az egyéni gazdaságok és a gazdasági szervezetek adatainak állatállományra vonatkozó részét foglalja magában. A kötet három részből áll: a táblákat tartalmazó fejezet az ország valamennyi településére vonatkozóan – de megyénként, régióként és országosan aggregált szinten is – gazdag számanyagot tartalmaz az állatállomány településenkénti szerkezetéről, az állattartók számáról, azok megyénkénti és régiókénti rangsoráról. A módszertani megjegyzések a definíciókat, és részletes magyarázatokat adják közre a kötetben előforduló gyakrabban használt fogalmakról. Végül a harmadik rész közli az ÁMÖ során használt kérdőívet is.

(Magyarország állatállománya 2000. március 31-én – Településsoros adatok. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 301 old.)

Az Általános Mezőgazdasági Összeírás eredményeit tartalmazó legfrissebb kötet településsoros adatokat ad közre a 2000. évi magyarországi földhasználatról. A kötet három részből áll: 1. A táblák az ország valamennyi településére vonatkozóan – de megyénként, régióként és országosan aggregált szinten is – gazdag számanyagot tartalmaznak a gazdasági szervezetek és az egyéni gazdálkodó földhasználatával kapcsolatosan. 2. A Módszertani megjegyzések bemutatják a definíciókat és részletes magyarázatokat nyújtanak a gyakrabban használt fogalmakról. 3. A kiadványt az összeírás kérdőíve zárja.

A kiadvány bemutatja az összeírt mezőgazdaságilag hasznosított területek nagyságát és a földhasználatok számának művelési ágak szerinti alakulását, a települések közigazgatás-határos területét és népsűrűségét, valamint településenként közli a szántó-, gyümölcsös-, és szőlőterületek földminőségét.

(Földhasználat Magyarországon a 2000. évben – Településsoros adatok. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 479 old.)

„A munkaerő-felmérés idősorai 1992–1999” című adattár összefoglaló adatokat tartalmaz a 15–79 éves népesség nemek szerinti gazdasági altípusáról és korcsoport és nemek szerinti számáról. Ezt követően részletes adatokat közöl a foglalkoztatottságról a munkanélküliségről és a gazdasági aktivitásról. Ez utóbbi megyei bontásban is megtalálható. A kiadvány tájékoztat az adatok forrásáról szolgáló mintavétel becslési hibájáról 95 százalékos megbízhatósági szinten, korcsoportok és nemek szerint, valamint megyénként.

(A munkaerő-felmérés idősorai 1992–1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest 2000. 99 old.)

„**A kommunális ellátás fontosabb adatai 1999**” című adatgyűjtemény összefoglaló adatai hosszú (1961-1999) és középtávú (1990-1998) időszakokban közli a víz-, gáz-, csatorna-, villamosenergia-szolgáltatás és -felhasználás főbb adatait. A kiadványban megtalálhatók a rendszeres hulladékgyűjtés, szennyvíztisztítás, közterület-karbantartás adatai is.

Az 1999. évre részletes, településenkénti bontásban tájékozódhat az olvasó a kommunális szolgáltatások adatairól. A kiadványt módszertani magyarázattal egészítik ki.

(A kommunális ellátás fontosabb adatai 1999. Közpon-ti Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 289 old.)

„**Informatika a gazdaságban és a társadalomban**” címmel nemzetközi összehasonlítás jelent meg, mely összefoglalja az informatika terjedését a kilencvenes években. Tájékoztat az Internet-használat, a mobiltelefon és a faxberendezések számának alakulásáról, a PC-használat terjedéséről, de kitér az informatika társadalmi hatásaira is. A nemzetközi adatsorokban Magyarország is szerepel, sőt egy önálló táblából megismerhetjük a telefonnal, mobiltelefonnal, személyi számítógéppel és internettel rendelkező háztartások arányát 1999-ben, társadalmi jellemzők szerint Magyarországon.

(Informatika a gazdaságban és a társadalomban. Nemzetközi összehasonlítás. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 65 old.)

„**A háztartások tartós javai**”. A kiadvány a KSH 1993. és 1999. évi Életmód-időmérleg felvételének adatait felhasználva a háztartások tartós javakkal való ellátottságának időbeli alakulását mutatja be. A kötet szerzői, elkülönítve a vagyoni státus különböző összetevőit elemzik az egyes népességcsoportok közötti egyenlőtlenségeket. A rendelkezésre álló információk alapján előállították a háztartások vagyoni helyzetének komplex mutatóját, mindhárom évre külön-külön. E mutatók segítségével még árnyaltabb képet kívánnak adni a magyar társadalom anyagi viszonyainak az elmúlt másfél évtizedben bekövetkezett változásáról.

Az 1999. évi adatok alapján kialakították a háztartások anyagi-vagyoni pozíciójának differenciált

indexét, mellyel érzékeltetni kívánják a vagyoni szempontból „leggazdagabbak” és „legszegényebbek” közötti társadalmi különbségeket.

„**Az időskorúak helyzete a kilencvenes években Magyarországon**” c. kiadvány az 1999-ben, az ENSZ által az Idősek Nemzetközi Évének nyilvánított évben végrehajtott kutatások főbb eredményeit tartalmazza. A kötet nemcsak táblázatos adatanyagot, hanem elemző tanulmányokat is tartalmaz, melyek döntően az 1996. évi mikrocenzus, valamint az 1998. évi háztartási adatfelvétel eredményein alapulnak, kiegészítő információkat is felhasználva. Bemutatják az idős népesség (60 éven felüliek) demográfiai, foglalkoztatottsági jellemzőit, gazdasági aktivitásuk, háztartási viszonyaik alakulását, lakáshelyzetét, családi és társadalmi kapcsolatait, fizikai aktivitásukat, egészségi állapotukat, jövedelmi-anyagi helyzetét. A kötet angol nyelvű összefoglalót is tartalmaz.

(Az időskorúak helyzete a kilencvenes években Magyarországon. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2000. 140 old.)

„**A halandóság földrajzi különbségei Magyarországon 1999**” c. kiadvány a halandósági táblák adatait tartalmazza az 1999. évre. A koréves halandósági táblák adatai az össznépesség, a férfi-, illetve a női népesség általános halandóságának vetített mutatóit tartalmazzák. A rövidített halandósági táblák a férfi-, illetve a női népesség területi halandósági különbségeiről tájékoztatnak.

A kötet adatai felhasználhatók a döntéshozásban, elsősorban az egészségügyben, emellett a tudományos kutatás számára is értékes információkat nyújtanak.

(A halandóság földrajzi különbségei Magyarországon 1999. Geographical mortality differentials in Hungary. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 119 old.)

Hibaigazítás. A *Statisztikai Szemle* 2000. évi 12. számának 966–967. oldalán közölt tábla egy része kézírathiba következtében hiányosan, illetve hibás adatokkal jelent meg. A tábla III. részének 3-tól 10-ik sorainak helyes adatait e szám mellékleteként, külön adjuk meg.

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

GAZDASÁGSTATISZTIKA

STOCK, G.:

A KONCENTRÁCIÓ-MEGFIGYELÉS JAVÍTÁSÁNAK ÚJ LEHETŐSÉGEI A GAZDASÁGSTATISZTIKÁBAN

(Neue Wege zur Verbesserung der Konzentrationsbeobachtung im Rahmen der amtlichen Wirtschaftsstatistik.) – *Wirtschaft und Statistik*, 2000. 7. sz. 485–490. p.

A német hivatalos gazdaságstatisztika két évente beszámolót készít a vállalati koncentrációról az ipar, a kereskedelem és a vendéglátás ágazatokban az ún. Monopolbizottság részére, amely ennek alapján véleményezi a koncentráció fejlődését és színvonalát a német gazdaságban. A Monopolbizottság évek óta jelzi, hogy a „valódi” gazdasági koncentráció kimutatásához a konszernek és vállalatcsoportok adatai lennének szükségesek. A gazdaságstatisztikában használatos alapegység, a vállalat bázisán számított eredmények ugyanis csak félig mutatják az igazságot, a valódi koncentrációt azonban inkább elfedik.

A Szövetségi Statisztikai Hivatalnak (Statistischen Bundesamt) ez idáig nem volt lehetősége arra, hogy vállalatcsoportokra számítson koncentrációs mutatókat, mert nem voltak hivatalos adatai a vállalatoknak konszernekké, vállalatcsoportokká való összekapcsolódásáról. Ugyancsak hiányzott egy olyan átfogó statisztikai cégregiszter is, amely külső forrásból származó, a vállalati kapcsolatokat leíró adatbázisokkal összekapcsolható.

Időközben a statisztikai hivatalokban a regiszterrel kapcsolatos helyzet javult. A Gazdaságkutató Intézet ezért egy megvalósíthatósági tanulmányt készített arról, miként lehetne továbbfejleszteni a koncentrációs vizsgálatokat azon az alapon, hogy a modern információs technológia segítségével összekap-

csolják a statisztikai célú cégregisztert privát adatbankokból származó, a vállalati kapcsolatokat leíró adatokkal.

A megvalósíthatósági tanulmány egyik melléklete paradigmaváltást sürget a német statisztikától, amennyiben úgy véli, hogy a vállalati alapú jelentésekről át kell térni a komplex vállalkozások, vállalatcsoportok megfigyelésére. A szerző a koncentráció jobb mérésének óhaja mellett utal a német gazdaságstatisztika elmaradottságára az európai követelményekhez és más európai országokhoz képest.

A német gazdaságstatisztika – az európaihoz hasonlóan – a vállalatok telepeinek primer megfigyelésére épül, és ennek így is kell maradnia, mint az a szerkezeti és konjunktúra-statisztikáról szóló európai rendeletekben kifejezésre jut. A koncentrációmérés kibővítése és javítása a hivatalos statisztikának is érdekében áll, és ezért támogatja azt. A korlátozott kapacitásokra és az adatszolgáltatási terhek mérséklésére tekintettel azonban erre eddig nem volt lehetőség. A Gazdaságkutató Intézet tanulmánya az adatszolgáltatási terhek növelése nélkül, a regiszteradatok és a külső adatforrások összekapcsolásával jelentősen javíthatja a koncentráció megfigyelését. Ehhez azonban a teljes körű cégregiszteren kívül a jogszabályi alapok módosítása is lényeges feltétel.

A piacon jelenleg elérhető privát adatbankok megteremtik a lehetőséget, hogy a hivatalos statisztika részére a cégek összetartozásáról pótlólagos információk legyenek. Az a kérdés, hogy az összekapcsolás nagyszámú vállalat esetén is hatékonyan megvalósítható-e, csak a szoftver tesztelése után válaszolható meg.

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

A német gazdaságstatisztika hosszú idő óta tartalmilag és időben is egymásra épülő adatfelvételeken alapul. Az információs súlypont ezek közül azokon az éves vagy többévente sorra kerülő felvételeken van, amelyek a szerkezeti vizsgálatokhoz, az input és output összetételének megállapításához szükségesek. Ezekon kívül számtalan havi és negyedéves jelentés létezik, amelyek főként a konjunktúra megfigyelését szolgálják. Ez a rendszer alulról fölfelé építkezik, azaz, az adatgyűjtés alanya a legkisebb, szakmailag vagy területileg lehetőleg homogén egység. Az ilyen módon gyűjtött adatokat lehet aztán aggregálni.

Ugyanezen a módszertani koncepción alapul a hivatalos európai statisztikai rendszer a gazdaságstatisztikában. Hogy a tagországok statisztikai összehasonlíthatók legyenek, először a módszertani és technikai-szervezési kereteket kellett harmonizálni: ez történt meg az ún. egységrendeletben (NACE. Rev. 1.) és a regiszterrendeletben.

Az egységrendelet nyolc megfigyelési, közzétételi és elemzési egységet sorol fel:

- a vállalat,
- az intézeti egység,
- a vállalatcsoport,
- a szakosodott egység,
- a homogén termelési egység,
- a helyi egység (telep),
- a szakosodott egység telepe,
- a homogén termelési egység telepe.

Maga az európai egységrendelet nem ír elő statisztikát az egységekről, mindössze a definíciós kereteket adja meg.

A PRODCOM-rendelet, a szerkezeti és konjunktúra rendelet írja le részletesen, mely gazdasági területeken, milyen ismérvek szerint, milyen statisztikai egységről kell adatokat gyűjteni, illetve adott esetben becsülni a tagországoknak.

Az említett három rendelet egyikében sem fordul elő a vállalatcsoport mint statisztikai egység. (A német statisztika legnagyobb problémája e követelmények teljesítésénél nem is a vállalatcsoport, hanem az adatszolgáltatás egyes szolgáltatási területeken, ahol eddig nem volt adatgyűjtés, vagy csak részleges volt.) Európában pillanatnyilag a vállalatcsoport megfigyelése nem áll a figyelem előterében, ezt bizonyítja az egységrendeletben a vállalatcsoport fogalomhoz fűzött magyarázat. „A vállalatcsoport nevű egység főként pénzügyi elemzésekre, a profitstratégia elemzésére szolgál: túl heterogén és gyakran változik, így nem lehet a megfigyelés központi kategóriája.”

Más oldalról, az Adatgyűjtési program minden változtatásának törvényileg megalapozottnak kell

lennie. Ahhoz, hogy a követelt paradigmaváltás megvalósuljon, hogy az adatgyűjtésekbe a vállalatcsoport új ismérvei bekerüljenek, gondos, sokrétű előkészítés kellene. Nemcsak a Szövetségi Statisztikai Hivatal módszertani felelősségvállalása szükséges, hanem az érintettek támogatása is. Közülük legfontosabb a Statisztikai Tanács, melynek tagjai a megrendelők, a tartományi statisztikai hivatalok, a felhasználók, köztük a tudomány képviselői és az adatvédelem képviselője. Ma a német hivatalos statisztika alapelve, hogy az abszolút minimumra kell korlátozni az adatgyűjtéseket. A többszöri redukálásnak áldozatul esett 1994-ben, például a vállalati-mérleg-statisztika, amely az egyetlen olyan hivatalos információ, amely konsernekre, vállalatcsoportokra vonatkozott.

A Statisztikai Tanácsban a megrendelők, a felhasználók részéről nem merült fel eddig az említett paradigmaváltás igénye.

A hivatalos statisztikának az a feladata, hogy tömegjelenségeket ragadjon meg és mutasson be. A koncentráció változásának bemutatása ezzel szemben azt célozza, hogy egyes szereplők vagy kevés szereplőből álló csoportok hogyan uralnak bizonyos piacokat.

A hivatalos statisztika adatbázisa a koncentráció vizsgálatára csak viszonylagosan felel meg, ezeket az adatokat eredetileg más célokra gyűjtik. A koncentráció hordozóinak kiválasztását és elhatárolását a statisztikai keretrendszer meghatározza. A koncentráció hordozóiként csak azok az egységek jöhetnek szóba, amelyeket az alapjogszabályok meghatároznak. Ezek ma a vállalat, a szakosodott egység és a telep. Vállalatcsoportok, kooperációk, valamint szerződéses, személyes, tőkekapcsolatok megfigyelésére ma nincs jogszabályi követelmény.

A vállalati kapcsolatok, összefonódások megfigyelésére két lehetőség kínálkozik:

- külső, a kapcsolatokat leíró információk bevonása a hivatalos adatokon alapuló koncentrációs vizsgálatokba;
- a vállalati kapcsolatok megfigyelése a hivatalos statisztikában, esetleg máshol, például a Monopolbizottságnál.

A második megoldás a gazdaság újabb adminisztratív terhelését jelentené, így ez az út nem járható, tehát az első megoldás marad.

A megoldás nem jelent változtatást a hivatalos statisztikai adatgyűjtési rendszerben, nem jelent újabb terhelést az adatszolgáltatónak, ugyanakkor a Monopolbizottságnak előállítja a kért adatokat, a Bizottság pótlólagos adatai és módszertani felelőssége mellett. Az is előnye a megoldásnak, hogy nem kell megállni a statisztikai alapegységként definiált „vállalatcsoport”-nál, hanem „versenycsoport”-tá is ki-

bővíthető a fogalom. További előny, hogy nem kell megvárni az Unió vállalatcsoporttal kapcsolatos döntését.

A Monopolbizottság tagjai a paradigmaváltás szükségességét azzal indokolták, hogy ez sok EU-tagországban már megvalósult, és a németek ragaszkodása a hagyományos koncepcióhoz Európától való elszigetelődést von maga után. Ezzel szemben Németország azon tagállamokhoz tartozik, amelyek maradéktalanul teljesítik az EUROSTAT követelményeit, ezenkívül a Német Szövetségi Statisztikai Hivatal közreműködik a statisztikai rendszer továbbfejlesztésében is.

A kritika egyik pontja az, hogy mivel a német gazdaságstatisztika a legkisebb önálló jogi egységet vállalatnak nevezi és ezt tekinti megfigyelési egységnek, ezért a komplex vállalat és vállalatcsoport megfigyelése háttérbe szorul. Mindez ellentétben áll a gazdasági valósággal és azzal a törvénybeli feladattal, hogy a gazdaságot valóságként kell feltérképezni. Másrészt különböző EU-tagországokban (például Hollandia, Nagy-Britannia, Franciaország, Észak-Írország, Olaszország, Dánia) komplex vállalat- és vállalatcsoport fogalmakkal is dolgoznak.

Azért hogy a német helyzetértékelés is bekerüljön a még nem lezárt európai vitába, szövetségi és tartományi statisztikai hivatalok képviselőiből álló munkacsoport dolgozik a vállalat fogalmának egyértelmű és használható meghatározásán.

Az európai regiszterrendelet lehetővé teszi a tagállamoknak, hogy az ellenőrzött jogi egység mellett a még ellenőrizendő jogi egységekről is tároljon információt, ezt azonban nem teszi kötelezővé. Németország a vállalati regiszter felépítésénél lemondott e jellemzők felvételéről, azon megfontolásból, hogy nem volt előrelátható, honnan lehet majd ezeket az információkat beszerezni. Az EUROSTAT 2000. április 11-i „vállalatcsoport”-tal foglalkozó ülése is azt mutatta, hogy a tagországok nagyon különbözőképpen értelmezik a vállalatcsoport jellemzőit és az adatok regiszterbe kerülésének lehetőségeit.

A Német Gazdaságkutató Intézet (Institut für Wirtschaftsforschung – IFO) javaslata ennek tükrében az első pragmatikus megközelítésnek számíthat, és a többségi tökérszesedést, mint primer besorolási kritériumot használja. Ezt azon tagországok is elfogadják, amelyeknek már vannak tapasztalataik a témával kapcsolatban. A többi ismérv, mint például a kereskedelmi kooperáció csak a vállalatcsoport definíciójának bővítése után jöhet szóba.

(Ism.: *Waffenschmidt Jánosné*)

GREENLEES, J.:

FOGYASZTÓI ÁRINDEX: MÓDSZER A MINŐSÉG- ÉS VÁLASZTÉKVÁLTOZÁSRA

(Consumer price indexes: methods for quality and variety change.) – *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 2000. 1. sz. 59–74. p.

A fogyasztói árindexet (Consumer Price Index – CPI) szokásos módon úgy számítják, hogy kiválasztják az áruk és szolgáltatások egy mintáját, az ún. reprezentánsokat, és ezeknek az árat rendszeresen feljegyzik. Időnként szükség van reprezentánsokcserére vagy azért, mert egy-egy termék eltűnik a piacról, vagy a statisztikai szolgálat frissíti, korszerűsíti a reprezentáns mintát. Ilyen esetben dönteni kell arról, hogyan lehet összehasonlítani a régi és új reprezentáns árat. E döntésnél általában fellép a minőségi kiigazítás szükségessége. A tanulmány a statisztikai szolgálatok által alkalmazott főbb minőségi kiigazító eljárásokat ismerteti.

A minőségi kiigazítás alapvetően fontos a CPI pontosságára szempontjából. A helyettesítő reprezentánsok beállítása és a megfigyelt árkülönbségek felbontása minőségi és „tisza” árváltozásra nagyban kihat az árindex növekedésére. Bár a helyettesítő reprezentánsokra vonatkozó ármegfigyelések az összes ármegfigyelésnek kevesebb mint 4 százalékát tették ki, ezek indukálták az Egyesült Államok, illetve a kanadai CPI változásának nagy részét. Ha ezekben az esetekben egyáltalában nem vették volna figyelembe a régi és az új reprezentánsok közötti minőségi különbséget, a CPI növekedési rátája jelentősen más lett volna.

A minőségi kiigazítás azért is fontos, mert a minőségi különbségek figyelmen kívül hagyása torzítja legnagyobb mértékben a CPI-t egy „igazi” megélhetési költségindexhez viszonyítva. A Boskin Bizottság szerint az összesen évi 1,1 százalékpontos felfelé torzításból 0,6 százalékpontot tett ki az új és a régi reprezentánsok minőségi különbségeinek helytelen kezelése.

A minőségi kiigazítás többnyire bonyolult, sok információt igényel mind a termékek tulajdonságairól, mind ezek fogyasztói értékeléséről. A felmerülő problémákra csak kevés közös megoldás létezik, minden minőségváltozás egyedi figyelmet és kezelést igényel.

A szolgálatoknál szabályok határozzák meg, mikor és hogyan kell egy reprezentánst cserélni, általában azért, mert a t időpontban megfigyelt reprezentáns nem elérhető a $t+1$ időpontban egy adott árfelíró helyen. Dönteni kell, hogy az új reprezentáns azonos minőségűnek tekinthető-e a régivel. Ha nem, valamilyen explicit vagy implicit minőségi kiigazi-

tást kell alkalmazni. A reprezentánsok tulajdonságaiban fennálló olyan különbségek, amelyek a fogyasztó számára irrelevánsak, a CPI számítása szempontjából is azok. A gyakorlati szakemberek „implicit” vagy „közvetett” és az alábbi „explicit” vagy „közvetlen” minőségi kiigazítást különböztetik meg (bár egyes szerzők az előbbit nem tekintik minőségi kiigazításnak).

Az Összehasonlítható helyettesítés. Ez tulajdonképpen a szubjektív „minőségi kiigazítás” speciális esete.

A mennyiségi különbségekre transzformálás. Bizonyos esetekben könnyen meghatározható mennyiségi különbséget lehet használni a reprezentánsok összehasonlítására. Ilyenkor az egységnyi nagyságra, súlyra, darabszámmra jutó ár alapján könnyen elvégezhető a minőségi kiigazítás.

A kiigazítás opciós költség figyelembevételével. Esetenként a régi és új reprezentáns csak egy olyan kvantifikálható jellemzőben különbözik, amelynek meghatározott piaci ára van (például valami kiegészítő egy gépkocsinál). Más esetekben egy kvantifikálható termékjellegzetesség különböző termékek összehasonlításával értékelhető (például különböző alkoholtartalmú whisky). Ez a közelítés a hedonisztikus módszer egydimenziós alkalmazásának is tekinthető.

Kiigazítás termelési költség alapján. Ha a helyettesítő reprezentánsnak minőséget befolyásoló addicionális tulajdonságai vannak, esetenként a gyártótól lehet információt szerezni ezen tulajdonságok termelési költségeiről. Bár a CPI szempontjából a fogyasztók által érzékelt minőségi különbségeknek van jelentősége, ehhez gyakran a termelési költségek különbségein keresztül vezet a leghatásosabb út. A termelési költséget természetesen a CPI-hez való felhasználáshoz kiskereskedelmi értékre kell felemelni és hozzáadni a kapcsolatos közvetett adókat (áfa).

Ez a közelítés olyan piacok esetén lehet hasznos, ahol viszonylag kevés a gyártó, és nagyjából előre lehet tudni az új modellek bevezetésének idejét. A statisztikai szerveknek lehetőség szerint ellenőrizniük kell a gyártóktól kapott információk valódiságát.

Az Egyesült Államok CPI-jének új „közlekedési eszközök” komponense jó példa a módszer alkalmazására. Az éves új modellek bevezetése előtt a Munkügyi Statisztikai Rendszer (BLS) munkatársai el látogatnak néhány kiválasztott autógyárba a költségekre vonatkozó információk gyűjtése céljából. Ezeket az információkat felhasználják mind a termelői árindex, mind a külkereskedelmi árindex, mind pedig a CPI konstruálásához. A külső megjelenésben eszközölt változtatásokat, bár ezek hatással lehetnek

a termelési költségekre, nem veszik figyelembe a CPI-nél. Hasonlóan nem számítanak bele a CPI-be az olyan konstrukciós változtatások okozta költségek, amelyeket a kormányzat ír elő például a levegőtisztaság javítása érdekében, de a fogyasztók számára nem járnak közvetlen előnnyel. Ez utóbbiakat természetesen a termelői árindexnél figyelembe veszik.

Hedonisztikus módszer. A hedonisztikus regressziók használata a közvetlen minőségi kiigazításra igen gyorsan terjed. A módszer a termékjellemzők fogyasztói értékelésének statisztikai becslésén alapul. A regressziós egyenletben a termék ára a függő változó és a termék tulajdonságainak értékelése a magyarázó változók. A statisztikai szolgálatok a módszert általában reprezentáns csere esetén alkalmazzák. Ha a régi és az új reprezentáns hedonisztikus regressziós egyenlete néhány jellemzőben különbözik, e jellemzők együtthátóit használják az árkülönbségek kiigazítására, amelynek folytán jobb becslést lehet kapni a tiszta árváltozás mértékére.

A minőségi kiigazítás *közvetett* módszereinél először becsülik a tiszta árváltozást, és a maradékot tulajdonítják a minőségi változásból eredőnek. E módszereket általában kevésbé kívánatosnak tartják, mint a közvetlen becsléseket, de nem összehasonlítható reprezentáns cserék döntő többségében ez az egyedüli járható út. A főbb közvetett módszerek a következők.

1. Láncolás. A láncolást általában akkor alkalmazzák, ha egy, a t időpontban megfigyelt termék nem található a $t+1$ időpontban, és ezért egy új reprezentánsal kell helyettesíteni, amelyet nem lehet minőségileg a régivel azonosnak tekinteni, és nem lehet közvetlen minőségi kiigazító módszert alkalmazni.

A láncolási módszer indextorzításhoz vezet, ha az új reprezentánsok „tiszta árai” szisztematikusan különböznek a piacon megjelenő más termékekétől. Az új, nagyobb sebességű és kapacitású személyi számítógépek, például általában a régiekével egyenlő – vagy alacsonyabb – áron jelennek meg a piacon. A láncolás ebben az esetben túl magas árváltozást jelez. Új ruházati cikkek viszont magasabb minőségre kiigazított áron lépnek be a piacra, mint azok a cikkek, amelyek helyére lépnek, mivel azok szezonvégi vagy divatciklusvégi kiárusítás folytán alacsonyabb áron szerepeltek az indexben. A láncolás itt az index alábecsléséhez vezet.

2. Csoportátlag-imputáció. Ez a módszer csak abban különbözik a láncolástól, hogy a mintából ki-eső régi reprezentáns árát a $t+1$ -edik időszakra nem a csoportindex, hanem konstans minőségű helyettesítő reprezentánsok árváltozása alapján extrapolál-

ják, azaz olyan reprezentánsok árváltozása alapján, amelyeket összehasonlíthatónak ítélnék, vagy amelyeknél közvetlen minőségi kiigazítás történt.

3. *Átfedés.* Az átfedő módszer a legegyszerűbb és legátláthatóbb módszer a minőségi kiigazításra. Akkor alkalmazható, ha mind a régi, mind az új reprezentáns megtalálható ugyanabban az árazási időpontban. Felteszik, hogy a régi és az új reprezentáns árkülönbsége a minőségbeli különbséget tükrözi, ha nem is az egyedi cikkek szintjén, de egy-egy cikkcsoportnál. A régi reprezentáns mintát használják a $t-1$ és t időszak közötti csoportárindex számításához, a t és $t+1$ időszak közötti indexhez viszont az új mintát.

4. *A német közelítés.* A német CPI számításánál egy mechanikus eljárást alkalmaznak minőségi kiigazításra. Ennek részben az az oka, hogy a kiigazítást nem központilag végzik, hanem maguk az árfelírók hajtják végre, ezért bonyolultabb eljárás nem jöhet szóba. Az eljárás csak a régi és az új reprezentáns árkülönbségetén alapszik. Ha az új cikk ára kisebb, mint a régié, egyáltalában nem alkalmaznak minőségi kiigazítást (bár előfordulhat minőségi javulás árcsökkenés mellett is és fordítva). Ha nem áll rendelkezésre pontos információ a minőségi kiigazításhoz, az árdifferencia felét tekintik minőségi javulás által okozottnak, a másik felét tiszta árváltozásnak.

5. *Láncolás változás nélkül.* Ezen eljárásnál a régi és az új reprezentáns ára közötti különbséget teljes egészében minőségi változásnak tekintik. Az indexet a $t+1$ időszakra úgy számítják, hogy felteszik, hogy a régi reprezentáns ára a $t+1$ időszakban ugyanaz lett volna, mint a t időszakban. Bár sok helyen használják ezt az eljárást, tudvalevő, hogy torzítást okoz, ezért például az EUROSTAT határozottan tiltja az alkalmazását.

A tanulmány egy matematikai példán is bemutatja, hogyan kell az elemi indexeknél alkalmazni a különböző felbontási módszereket. Közelebbről há-

rom formula alkalmazását tárgyalja a tanulmány: a láncolt mértani átlagot, az ún. módosított Laspeyres-formulát és a súlyozatlan átlagárhányados-formulát. Ez utóbbi számítása csak az árazáson alapul, nincs semmi súlyozás. A módosított Laspeyres-formula alkalmazásánál viszont eleve szerepet játszanak az adott cikk vagy cikkcsoport fogyasztási súlyai.

A szerző záró megjegyzéseiben utal a statisztikai szolgálatok folyamatos kísérletezéseire annak érdekében, hogy minél megbízhatóbbá tegyék a minőségváltozások kezelését a fogyasztói árindex számításánál. Bár a hedonisztikus regresszió használata szélesedik, különösen a tartós fogyasztási cikkek körében, alkalmazásának korlátot szab a megfelelően részletes és friss adatok hiánya, amelyek a regressziós paraméterek becslését megbízhatóvá tennék. Elektronikus adatok növekvő hozzáférhetősége segíthet ezen a problémán. A szolgáltatások területén kevésbé valószínű, hogy alkalmazni lehet a hedonisztikus módszert, hiszen ezen a területen magának a minőségnek a meghatározása is problematikus.

Mivel az árfelírók arra vannak oktatva, hogy reprezentánscsere esetén a régihez lehetőleg jobban hasonlító helyettesítő reprezentánst találjanak, ez nagy valószínűséggel azt eredményezi, hogy az új reprezentánst a régivel azonos minőségűnek ítélik meg, és így nem lesz szükség minőségi kiigazításra. Új, egységnyi minőség szempontjából alacsonyabb árú termékek megjelenése a piacon viszont megköveteli, hogy a reprezentánsminta továbbra is reprezentatív maradjon. Ha a statisztikai szolgálatok jobban hozzászoknak a hedonisztikus regressziók alkalmazásához, nem az lesz a fő szempont reprezentánscsere esetén, hogy az új reprezentáns minél jobban hasonlítson a régihez, hanem az, hogy a minta minél inkább reprezentatív legyen. A tanulmányt bő két oldalas irodalmi hivatkozás egészíti ki.

(Ism.: *Éltető Ödön*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

DESROSIÈRES, A.:

HARMONIZÁCIÓ ÉS MINŐSÉG
A TÁRSADALOMSTATISZTIKÁBAN

(Measurement and its uses: Harmonization and quality in social statistics.) – *International Statistical Review*, 2000. 2. sz. 173–187. p.

Az egységes Európa építése a különböző országok statisztikai adatainak összehangolását teszi szükségessé. Ez az output oldalra összpontosult: a

mutatókat közösen definiálják és az azokhoz szükséges adatokat minden ország a lehetőségei szerint méri. Ebből adódóan az adatok minősége is két szinten vizsgálendő: az alapadatokat (nemzeti statisztikák) és a feldolgozott adatokat (nemzetközi kiadványokban megjelenő adatok) szintjén.

A sikeres egységesítés példaként a nemzeti számlákra hivatkozik a szerző, majd az ott szerzett tapasztalatok felhasználását a társadalomstatistika területén vizsgálja. A nemzeti számlák rendszerének

nemzetközi összehasonlíthatósága kétféle munkát igényelt: statisztikai módszertan alkalmazását (adatgyűjtés, fogalmak, reprezentatív minta, válaszadás megtagadása, konfidencia-intervallum) és a gyakorlati alkalmazást a gazdaságra (ami jobbára a keynesi közgazdaságtanra épült). A munka kezdetben az eleve meghatározott táblák rovatainak kitöltéséből állt. A konzisztencia inkább a pénzügyi tranzakciók és a gazdasági szereplők közötti elméleti összefüggések való megfeleltetést, nem pedig a különféle megfigyelésekből származó adatok egységesítését jelentette.

A nemzeti számlák tábláinak kitöltéséhez szükséges adatok gyűjtésének módszertani egyeztetése az 1980-as években kezdődött. Annak, hogy eleinte az alkalmazásnak, a „késztermék” felhasználásának szempontjai voltak elsődlegesek, előnye is volt: a felhasználóktól ily módon lehetett forrásokat szerezni a téma szerteágazó kutatásához (lásd közgazdasági elmélet, vállalati számvitel, statisztikai módszertan).

A társadalomstatisztika hasonló átfogó rendszernek kialakítása Európában 1970 körül indult meg a társadalmi mutatószámok rendszerének kidolgozásával. Szigorúan véve a mutatószámok társadalmi változók, olyan események–folyamatok, amelyeknek fontosságot tulajdonítottak (halandóság, szegénység, munkanélküliség, a környezet állapota, közbiztonság stb.). Megjegyzendő, hogy ezek társadalmi fontosságának megítélése országonként változó. A születésszám kérdését az Egyesült Királyságban például a magánszférához tartozónak tekintik.

A fogalmak szabványosítása és az adatgyűjtési módszerek összehangolása végül az 1990-es években vezetett el az integrált társadalomstatisztikai rendszer gondolatának felvetéséhez az Európai Unió keretein belül. Eredményről még ebben a körben is korai lenne beszélni. Az EUROSTAT publikációiban a táblák egy részénél a tagországok adatainak összegzése is megtalálható, míg más táblák csak felsorolást adnak.

A háztartás-statisztikai megfigyelések történetét vizsgálva a szerző rámutat, hogy az 1950-es évektől a megfigyelés – a keynesi elveknek megfelelően – egyre inkább a kereslet és a kínálat egyensúlyát, illetve a két oldal növekedését vizsgálta a fogyasztási javak területén. Az eredmények így az életszínvonal alakulását és a társadalmi egyenlőtlenségeket jelezték. A teljes népességre vonatkozó, és így a javak széles körét átfogó megfigyelés az árindexszámítás-hoz is jó alapot nyújtott. A társadalomstatisztikai megfigyelés ezen a ponton szorosan kapcsolódott a nemzeti számlákhoz, mivel az árindexek biztosították az értékindexből való volumenindex-számítást (deflátor árindex). A fogyasztói árindex számításá-

nál olyan ellentmondó követelményeknek kell megfelelni, mint az állandóság (lásd időbeli összehasonlíthatóság) és az index valós volta (lásd újabb termékek megjelenésének figyelembevétele). S akkor még nem szóltunk a nemzetközi összehasonlításhoz szükséges harmonizációról.

A statisztikust munkájának végzése közben és annak eredményének közreadása után egyaránt támadások érhetik. Az adatszolgáltatók a költségekre, leterheltségekre, értelmetlenségre és indiszkrécióra hivatkoznak. A felhasználók számára viszont az adatok elégtelenek, hiányosak, megbízhatatlanok, félrevezetők stb. A statisztikai hivataloknak folyamatos párbeszédet kell folytatniuk az érintettekkel, aminek módja országonként (kultúránként) változó lehet: személyre szóló vagy az intézmények képviselőivel folytatott megbeszélések. Mindkét esetben más nyelven kell beszélni, mint amit a statisztikusok vagy a számítástechnikusok egymás között használnak.

Az intézmények képviselőivel folytatott megbeszélések tanácsok vagy bizottságok keretei között történhetnek. Franciaországban ilyen az Országos Statisztikai Tanács. Az ilyen felállásban az adatszolgáltatók vitatkozhatnak az adatok felhasználóival, és a statisztikai hivatal képviselője a szakmai moderátor (kényelmes) szerepét töltheti be, ahelyett, hogy mindkét oldal neki címezné a panaszait, illetve kívánságait.

A statisztikai adatok minőségének javításához a társadalomstatisztikai kutatás is hozzájárulhat, amikor a maga eszközeivel tisztáz vagy rendszerez elméleti kérdéseket. Mindenekelőtt a közgazdaságtan, demográfiai és a szociológiai közreműködése, ezek képviselőinek bevonása a tárgyalásokba kívánatos. Ennek formája, mértéke és gyakorlati megvalósítása országonként változó, így egységes ajánlást nem lehet adni.

A harmonizáció az eddigi próbálkozások tapasztalatai szerint a többé-kevésbé egységes tartalmú nemzeti adatok esetleges korrekciója utáni táblába foglalását jelenti. Az olyan kérdésre, hogy mit kell feláldozni az egységesség kedvéért, vagy ki dönti el ezt a kérdést, a statisztikus avagy az adatok felhasználója, nincs jó vagy rossz válasz. A felhasználók és a helyzetből adódó korlátok különbözők lehetnek, amelyek valamilyen irányba eldöntik a választ.

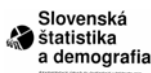
A statisztika szerepe végül is kettős: tükrözi a valóságot, amennyiben megfelelő módon működik és befolyásolja is azt, amennyiben a döntéshozók támaszkodnak rá. Az utóbbi attól is függ, mennyiben tesz eleget a statisztika az első követelménynek, illetve mennyiben volt ez a helyzet korábban, és teremtdött meg ily módon a bizalom a statisztika iránt. A szerző a pénzzel állítja párhuzamba a sta-

tisztikát: a papírpénzt akkor fogadják el, ha bíznak benne. A hasonlat a harmonizáció szintjén is megáll:

a harmonizált adatok konvertibilis valutának felelnek meg.

(Ism.: Szász Kálmán)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 2. SZÁM

Jurcová, D.: A szlovák népesség halálózási rátájának területi különbségei.

Pacáková, V.: A hid-mátrix a munkaerő-piaci elemzésekben.

Hecko, I.: A termékenységi és reprodukciós ráta alakulása Szlovákiában.

Rozboril, P.: Üzletitendencia-felvételek a statisztikai felvételek rendszerében.

Mach, P.: Az integráció jelenlegi állása a szlovák statisztikában.

Bezáková, V.: A szlovák lakosság vásárlási kedve. 1. rész.

Vano, B.: Az ENSZ világnépesség-előrejelzése.

Jakúbeková, J.: Negyedéves nemzeti számlák.

Zirko, M.: 10. Szlovák statisztikai konferencia.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2000. ÉVI 2. SZÁM

Hoffmann, K.: Stein-féle becslés.

Cramer, E.: A mintanagyság aszimptotikus becslései egy rekordmodellben.

Kramer, H. – Schmid, W.: A paraméterbecslés hatása az ARL-re Shewart-típusú folyamatábrák esetén idősoroknál.

Li, H.: Bootstrap-alapú paramétertesztek ereje kointegrációs regresszióknál.

Liu, S.: Az elliptikus lineáris modellek lokális hatásáról.

Baringhaus, L. – Henze, N.: Illeszkedés tesztek exponencialitásra alapozott jellemzés esetén átlagos reziduális élet-függvény segítségével.

Shalabh: Megjegyzés a torzítatlan prediktorok egy családjához, ekvi-korrelált válaszok esetén lineáris regressziós modellekben.

2000. ÉVI 3. SZÁM

Wassmer, G.: Csoportos szekvenciális és adaptív csoportos szekvenciális tesztelések alapfogalmai.

Czadó, C.: Panel adatok többváltozós regressziós elemzése bináris kimenetekkel munkanélküliségi adatokra alkalmazva.

Tsonias, E. G.: Hatékony posterior integrálás stabil Pareto-modellekben.

Wenchenko, E.: A jel-zaj becslése lineáris regressziós modellben.

Bhatti, M. I.: Optimális tesztelésről az ekvi-korrelációs egyenlet esetén: példa az erő veszteségre.

Caudill, S. B.: Választási lehetőségek vagy kategóriák összekapcsolása multinomiális logit modellekben.

Chaturvedi, A. – Singh, S. P.: Az összetett célfüggvény Stein-féle szabályon alapuló előrejelzése általános lineáris regressziós modellben.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 4. SZÁM

Perlman, M. D. – Wu, L.: Az új Emperor tesztek.

Hoeting, J. A. – Madigan, D. – Raftery, A. E. – Volinsky, C. T.: Bayesi modellátlagolás: útmutató.

Lehmann, E. L.: Student- és kisminta-elmélet.

Schwarz, C. J. – Seber, G. A. F.: Állatfelesleg-becslés: III. szemle.

Li, Z.: Beszélgetés Chin Long Chianggal.

2000. ÉVI 1. SZÁM

Heagerty, P. J. – Zeger, S. L.: Marginalizált többszintű modellek és likelihood következtetés.

Segal, M. R. – Salamon, H. – Small, P. M.: Fertőző organizmusok DNS lenyomatainak összehasonlítása.

Ibrahim, J. G. – Chen, M. H.: Hatványkitevős prior eloszlások regressziós modelleknél.

Stoyan, D. – Penttinen, A.: Pontfolyamat-módszerek újkeletű alkalmazásai az erdőgazdálkodási statisztikában.

Fernholz, L. T. – Morgenthaler, S.: Beszélgetés John és Elizabeth Tukey-vel.

Сматематика Statistics

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 1–2. SZÁM

Manov, A.: Néhány grafikus módszer többdimenziós elemzésekhez.

Rangelova, R.: Bulgária nemzeti jövedelme és gazdasági növekedése, 1924–1945.

Munkaerő-felvétel (módszertan).
Tonkova, S.: A gazdasági szereplők viselkedésének elemzése a helyválasztás során.
Stanev, S.: A statisztikai kultúráról és a Statisztika c. folyóirat szerepéről.
 Törvény a 2001. évi bolgár népesség-, lakás- és mezőgazdasági összeírásról.
Tzonev, V.: A bolgár mezőgazdasági statisztika vitás kérdései az adófizető szemszögéből.

2000. ÉVI 3. SZÁM

Dimitrov, A.: A statisztika fejlesztési stratégiájáról.
Balev, I.: Mutatók és kérdések kiválasztása a 2001. évi népszámláláshoz.
Ivanov, L.: Néhány népességmutató ciklikus alakulása Bulgáriában.
 A foglalkoztatottság és munkabér megfigyelésének módszertana.
Nikolova, N.: Csatlakozási tárgyalás az EU-tagságról az Európa Tanács 1999. decemberi helsinki ülését követően.
Nikolova, N.: A PGSC (Policy Group for Statistical Cooperation) rendkívüli ülése.



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 6. SZÁM

Kux, J.: Projekt a munkaerőadatok harmonizálására – az első cseh kísérleti munkaerő-elszámolások.
Hesko, M.: A hipermarketek térfoglalása a kiskereskedelemben.
Rathouská, B.: Ipari mutatók összehasonlítása az EU-standardokkal.
Pozdnjaková, I.: A 2000. utáni Statisztikai Évkönyv tartalmáról.

2000. ÉVI 7. SZÁM

Ondrus, Z.: Az 1990–1995 közötti makroökonómiai aggregált idősorok és definícióik felülvizsgálata.
Kunc, Z. – *Vlásek, J.*: Az építőipari kibocsátás mérésének regionális szempontjai.
Hanzlová, D.: Bruttó beruházások és állótökefelhalmozás.
Stujanová, M. – *Sujan, I.*: Az infláció 1999-es alakulása: elemzés.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 6. SZÁM

A tartományok szociális támogatásai és egyéb szociális segélyek 1998-ban.
 Az ifjúság jóléte, 1998.

Bizonyos intézmények elérhetősége, 1998. júniusi mikrocenzus.
 A lakások higiéniai ellátottsága, 1999. szeptemberi mikrocenzus.
 Lakásépítés, előzetes adatok, 1999.
 Termények kínálati mérlege, 1998/99.
 Környezeti iparágak, 1997 és 1999.
 Rövidtávú statisztikák a feldolgozó iparágakban: előzetes főbb eredmények 1999-re.
 Az osztrák vállalatok közötti áruszállítása.

2000. ÉVI 7. SZÁM

A népesség társadalmi–gazdasági csoportjai, 1996 és 1997.
 Szabadidős tevékenységek, 1998. júniusi mikrocenzus.
 Építési költségek és finanszírozás, 1998.
 Idegenforgalom az 1999/2000-es téli időszakban.
 Vasúti teherszállítás Ausztriában, 1999.
 Osztrák polgári repülés, 1999.
 Jövedelemadó-statisztikák, 1997.
 A tartományok lezárt elszámolásai, 1998.
 Osztrák külkereskedelem, 1997 – végleges eredmények.

2000. ÉVI 8. SZÁM

Népesség település szerint 1999. végén.
 Munkaerő-felvétel, 1999, az 1999. márciusi mikrocenzus.
 Magán garázsok és parkolóhelyek, 1999. júniusi mikrocenzus.
 Gazdaságigteljesítmény- és -szerkezetfelvétel, 1998.
 Az osztrákok szabadság alatti utazásai az 1999-es évben, 1999. decemberi mikrocenzus.
 Külkereskedelem, január–március – ideiglenes eredmények.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 5. SZÁM

Az első népszámlálás az új Oroszországban.
 Az orosz Goskomstat census bizottságának ülése.
Kapustin, A.P. – *Bezaeva, O. V.*: Migráció, demográfia és foglalkoztatottság a nyizsnij-novgorodi régióban a millennium küszöbén.
Ivanov, Yu. N. – *Alekseev, A. R.*: Néhány nehézség a visszatekintő GDP becslésekben Oroszországban.
Dumnov, A. D.: Oroszország természeti erőforrás komplexumai: statisztikai becslés 1990-ben.
Strizhkova, E. G.: A háztartások fogyasztása és megta- karítása – a nemzetgazdaság válság utáni helyreállításának kulcs tényezői.
Zhukovskaja, V. M.: Árfolyam- és vásárlóerő-paritás, mint versenyképességi tényező.
 Az Orosz Föderáció fő társadalmi–gazdasági mutatói 1996 és 2000 között.
 Az orosz Goskomstat tudományos és módszertani munkaterve 2000-re.

Az 1999-ben készült kitöltési útmutató a szövetségi állami statisztikai megfigyelés kérdőíveihez.

Pashinceva, N. I.: Nemzetközi együttműködés a statisztikai információk közlésében.

Kevesh, A. L. – Kolomejceva, G. V.: A nemzetközi együttműködés keretein belüli osztályozások kezelésének kérdései.

Aksenova, T. V.: Információközlés statisztikai adatbázisokból.

Agapova, T. N.: A statisztikai komponens fontossága az oktatásban.

Kolchanov, I. P. – Tikhonov, A. A.: A „Statistics” szoftver használata a kiadási rész elemzéséhez a regionális költségvetésben.

Bashina, O. E.: A társadalom- és gazdaságstatisztika megreformálásának néhány sajátossága.

Nesterov, L. I.: Az orosz szellemi potenciál szerepe.

Rjabushkin, B. T.: A nem teljes statisztikai lefedettség problémakörének alapvizsgálata.

2000. ÉVI 6. SZÁM

Masakova, I. D.: Az „olasz módszer” alkalmazása a termelési kibocsátás értékeléséhez a gazdaságban rejtett gazdasági tevékenységek beszámításával néhány orosz régióban.

Gorbacheva, T. L.: Foglalkoztatottsági felvételi adatok alkalmazása Oroszországban rejtett gazdasági paraméterek értékeléséhez.

Popovskaja, E. V.: A kisvállalkozási felvételek a Goskomstat tapasztalatai alapján.

Prozorina, L. V. – Ul'janov, I. S.: Vállalatszerkezeti felvétel Oroszországban: eredmények és kilátások.

Sukhova, M. Yu.: Kisvállalkozások a nyizsnij-novgorodi régióban: módszertan és felvételi eredmények.

Derkatch, A. P.: A kis- és egyéni vállalkozások felvételének eredményei a szahalini régióban.

Ovsjannikova, I. I.: A gazdaság állami szektora az irkutszki régióban.

Gokhberg, L. M.: Szellemi tevékenység az információs társadalom gazdasági szerkezetében.

Isakhov, B. A. – Begalov, B. A. – Otazhanov, U. – Bajtokesanov, T.: Az információs és kommunikációs vállalkozások sajátosságai és fejlődési problémái Üzbegisztánban.

2000. évi próbaszámlálás – egy fontos lépés a 2002-es teljes orosz népszámlálás előkészítése felé.

Az orosz Goskomstat censusbizottságának ülése.

Muratova, N. A. – Bondarenko, G. N.: Brjanszkban a népszámlálásra készülnek.

Vorob'eva, I. V. – Zajceva, N. V.: A társadalom- és gazdaságstatisztika tanításának mai problémái.

Bashina, O. E.: A statisztika és szerepe a szakemberképzésben a kereskedelem, a marketing és a menedzsment területén.

Vorob'ev, A. N.: Az „érettség” kérdéséről a tanulók tudásának tükrében.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi-gazdasági mutatói 1996 és 2000 között.

Lovat', L. G.: Az állami statisztika kirovsvzki regionális bizottságának történetéből.

Korotkov, A. V.: A termék statisztikai jellemzői.

2000. ÉVI 7. SZÁM

Gorbacheva, T. L.: A negyedéves munkaerő-felvétel megvalósításának eredményeiről és kilátásairól.

Smirnov, S. N.: Az állami statisztikai mutatók felhasználása a regisztrált munkanélküliség szintjének előrejelzésére.

Kuznecov, S. G.: A munkaerő-kereslet előrejelzése.

Sergeeva, I. I.: A foglalkoztatottság és a munkanélküliség problémáinak kutatásában használt valószínűségi módszerek.

Filippovich, T. S.: A munkaerőpiac átalakítása az irkutszki régióban.

Perepelkina, N. V.: A foglalkoztatottság és munkanélküliség problémái a tambovi régióban.

Rajjskaja, N. N. – Sergienko, Y. V. – Frenkel', A. A.: Ipari növekedési tényezők Oroszországban.

Molokanov, V. D. – Dolganov, A. P. – Sekerin, A. B.: A neurális háló használata az adóbevételek előrejelzésére az állami egységes beszámolási rendszer alapján.

Zarova, E. V. – Prozhivina, N. N.: Az árak rugalmasságának vizsgálatáról az élelmiszerek fogyasztói igényénél Chow-teszt alkalmazásával.

Chertko, N. T.: Beruházások – a nemzeti versenyképesség fő tényezője.

Shtamer, K.: Az iparágak keresztmetszeti elemzésének mágikus háromszöge.

Borisova, S. I.: A statisztikai tevékenység tervezése az állami statisztikai szerveknél.

Pashinceva, N. I.: Az orosz Goskomstat statisztikai-információ-közlés stratégiája.

Adatsere az Orosz Föderáció és az EUROSTAT között a TACIS „Statistics-2” programja keretében.

Az orosz Goskomstat censusbizottságának ülése.

A Független Államok Közössége országainak gazdasága 2000. I. negyedévében.

2000. ÉVI 8. SZÁM

Zherebin, V. M. – Ermakova, N. A.: A lakosság élet-színvonalára – a mutató értelmezése napjainkban.

Surinov, A. E.: A háztartások gazdasági viselkedésének elemzése Oroszországban 1997 és 1999 között, regressziós modellek alkalmazásával.

Kutenkov, R. P. – Shabanov, V. L.: A mezőgazdasági háztartások jövedelmének struktúra elemzése alternatív információforrások alapján.

Kremlev, N. D.: Problémák a lakosság életszínvonalának becslésében.

Gorelova, E. V. – Petrenko, S. N.: A lakossági megtakarítások potenciálja, dinamikája és struktúrája a pridnyesztrovszki régióban.

A pénzjövedelem és a kereset aránya, a szegény népesség száma az Orosz Föderációban 2000. I. negyedévében.

Raftikova, N. T.: A termelési költségek és az elsődleges költségindex elemzése a mezőgazdaságban.

Bondarenko, N. N. – Gulida, O. E.: A szezonális tényező hatása az élőállat-termelés fő típusaira a mezőgazdaságban.

Agapova, T. N. – Kostyleva, L. V.: A városi és falusi háztartások népességének összehasonlító elemzése.

Lapo, V. F.: A terméshozamokat befolyásoló tényezők értékelése.

Markov, Yu. K. – Egorova, L. N.: Inflációs folyamatok a mezőgazdaságban a Csuvass Köztársaságban.

Paramonov, N. I.: Strukturális változások a jaroslavszkiji régió mezőgazdaságában.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi-gazdasági mutatói 1996 és 2000 között.

Dmitriev, A. L. – Eliseeva, I. I.: Az orosz közgazdasági statisztika történetéről.

Markov, Yu. K.: A Csuvass Köztársaság statisztikai szervezetének 80 éves jubileuma.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 1. SZÁM

Sadowski, W.: Hagymány a tudománnyal való kapcsolatban.

Witkowski, J.: A lengyel KSH fejlődése és hozzájárulása a statisztika tudományához.

Slaby, T.: A társadalmi mutatószámok jövője.

Dudek, H.: Helyettesítő elaszticitási együtthatók összehasonlító elemzése.

Czopur, W.: Statisztikai adatgyűjtési program 1999-re.

Wieczorek, P.: A lengyel gazdaság az Európai Unióhoz vezető úton.

Wojcieszynski, A.: A kereskedelmi bankok tevékenységi eredményeinek összehasonlítása többdimenziós összehasonlító elemzés alkalmazásával és szakértői módszerrel.

Baruk, J.: Innováció az iparvállalatoknál.

Kordos, J.: A kisterületi becslések kérdései.

Dmochowska, H.: Statisztikai információk és az ország új területi beosztása.

Sukalski, P.: Az európai szovjet utódállamok demográfiai kilátásai.

Wesolowska, M.: AWD-rendszerek Svédországban.

Czarnecki, J.: Információszoftár nemzetközi szervezetek számára – a tájékoztatási főosztály tapasztalatai.
Lengyelország gazdasági helyzete 1998 novemberében.

1999. ÉVI 2. SZÁM

Józwiak, J.: A Statisztikai Főhivatal és az SGH együttműködése.

Kordos, J.: A statisztika és a gyakorlat viszonya.

Dmochowska, H.: A Statisztikai Főhivatal néhány feladatának megvalósítása a tudománnyal karöltve.

Smolik, S.: A curvilineáris regresszió univerzális függvénye paramétereinek meghatározása.

Wróbel-Rotter, R.: A villamosenergia-igény előrejelzése – ökonometriai megközelítés.

Wawrzyniak, K. – Zwolankowska, M.: A dinamikus mértékek interpretálása negatív értékű változók esetén.

Witkowski, J.: A lengyel népesség és munkaerő-piaci kilátásai 2020-ig.

Wieczorek, P.: Lengyelország a NATO-ban – az ország hadiiparának lehetőségei.

Maleszyk, E.: Külföldi nagykereskedelmi hálózatok Lengyelországban.

Latuch, M.: A XX. század folyamatai többoldalú becslésének szükségessége.

Walendzik, D.: Lakásépítés Varsóban.

Gorczyca, M.: Lakásépítés a balti országokban.

Dmochowska, H.: Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 1998-ban.